

3 1761 11556754 7





Digitized by the Internet Archive
in 2022 with funding from
University of Toronto

<https://archive.org/details/31761115567547>

HW 231

-77 R04

Government
Publications

social security research reports

Research report no. 04

THE DISTRIBUTION OF INCOME IN CANADA:
CONCEPTS, MEASURES, AND ISSUES

March 1977



Health and Welfare Canada
Policy Research and
Long Range Planning
(Welfare)

Santé et Bien-être social Canada
Recherche sur les politiques et
planification à long terme
(Bien-être social)

20

THE DISTRIBUTION OF INCOME IN CANADA:
CONCEPTS, MEASURES, AND ISSUES

March 1977

Long Range Welfare Planning Directorate
Policy Research and Long Range Planning Branch (Welfare)

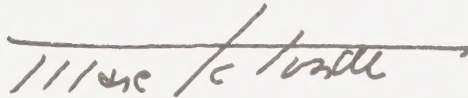
Published by authority of
the Minister of National Health and Welfare

FOREWORD

The Social Security Research Reports series is intended as a vehicle for sharing, with professional researchers, analysts and others interested in the social policy field, various staff papers or reports which develop out of the research program of the Policy Research and Long Range Planning Branch (Welfare) of the Department of National Health and Welfare.

These Reports, and the work related to them, constitute one dimension of the information base relevant to policy concerns of the Department. As such, they are not statements of government policy, but rather seek to contribute to an improved understanding of social policy issues.

It is hoped that interested persons will find the Research Reports of some value for their own pursuits. Also, the Department would welcome commentary on the papers themselves, as well as information about research activities being pursued elsewhere on similar or related subjects.

A handwritten signature in dark ink, appearing to read 'Marc Lalonde', written over a horizontal line.

Marc Lalonde
Minister of National Health and Welfare

Comments on these Reports or information about related research may be directed to the Policy Research and Long Range Planning Branch (Welfare), Brooke Claxton Building, Ottawa, K1A 0K9. Individuals or groups wishing to receive Social Security Research Reports are invited to contact:

Information Directorate
Department of National Health
and Welfare,
Brooke Claxton Building,
Ottawa K1A 0K9

TABLE OF CONTENTS

	<u>Page</u>
1. INTRODUCTION AND SUMMARY	1
1.1 Background	1
1.2 Summary	2
2. MEASURING INCOME INEQUALITY	8
2.1 Ways of Describing Income Distributions	8
2.2 The Use of Inequality Measures	13
3. ON THE INTERPRETATION OF CHANGES IN INEQUALITY	17
3.1 Inequality in Family Size-Adjusted Income	18
3.2 Poverty and Inequality	20
3.3 Inequality in a Chosen Sub-Population	23
4. RECIPIENT UNIT DEFINITIONS	25
5. INCOME FLUCTUATIONS AND THE CHOICE OF ACCOUNTING PERIOD	30
5.1 Short-Term Income Fluctuation	30
5.2. Income Fluctuation Over the Lifecycle	32
6. THE DEFINITION OF INCOME	42
6.1 Concepts of Income, Wealth and Welfare	43
6.2 Illustration of the Effect on Inequality of Some Adjustments to Family Income	49
7. CHANGES IN THE CANADIAN INCOME DISTRIBUTION	59
7.1 Changes in Income Inequality and the Extent of Poverty	59
7.2 Profile of Families in Different Quintiles	62
7.3 Some Trends and Their Effects on Inequality	66
7.4 Trends in Inequality When Alternative Concepts of Family Income are Employed	68
7.5 Concluding Remarks	70
APPENDICES	
A. Other Summary Inequality Measures	72
B. Tables	76
BIBLIOGRAPHY	81

1. INTRODUCTION AND SUMMARY

As there is a growing interest in questions related to the distribution of family income in Canada, there is a growing number of often conflicting diagnoses and prescriptions. This paper has been prepared as an aid to the assessment of some of these questions and the evaluation of the variety of responses to them. It provides a review of conceptual, statistical and factual issues concerning the distribution. Its focus is primarily methodological, but it provides a number of estimates of the effects on measured inequality of modifying the definitions of the family unit, the accounting period, and family income. Also, it examines changes in the distribution over time and attempts to relate them to changes in the age structure, labour force participation and social security programs.

1.1. BACKGROUND

Twenty-five years ago, the distribution of income was a popular subject for investigation, but in the late 1950's and early 1960's, when rapid economic growth seemed to promise an end to poverty, attention was directed to other questions. In the middle and late 1960's, the persistence of income inadequacy in a growing economy was recognized and poverty became again a topic of concern. As a result, significant improvements to the system of social security were introduced and others proposed. Now, a growing interest in distributional questions is apparent and it has several foundations. To begin with, no improvement in the level of income inequality has been observed over the past two decades and this has raised questions about the effectiveness of social security programs. As well, there has been a growing protest over the perceived abuse of some social insurance schemes and more general concern over possible side effects of these programs on labour force participation, unemployment and the rate of inflation. Finally, there has been a change in people's expectations regarding the rate of economic growth that can be sustained in the future. With the prospect of smaller increases in income, families at all income levels have become more aware of changes in their relative income positions and the increases in tax burden implied by new government initiatives. As a result, there has been some shift in the focus of attention away from distributional questions relating to poverty toward more general questions of equity in the distribution of income and the incidence of taxation.

The new concern over issues regarding the distribution of income and the effects of various taxes and transfers is reflected in a great increase in the number of surveys and studies aimed at assessing the issues. Interpreting and

integrating the results of these analyses is not easy. Some results are wrong; some contradict others because they are based on different concepts or data sources. In addition, it is often difficult to judge the relative importance of different findings. In this context, this report reviews some methodological questions and outlines the empirical findings on various distributional questions in order to provide a better basis for the interpretation and evaluation of emerging research results.

1.2 SUMMARY

The report is presented in seven sections. Section 2 examines statistical questions relating to inequality measures. Section 3 reviews some normative issues and provides some benchmarks to aid in the interpretation of inequality levels and changes. Section 4 considers how measured inequality is affected by the employment of different recipient units. In Section 5, the effect of measuring incomes over several years or on a lifetime basis instead of annually is considered. The effect on inequality of adjusting family income to correct for underreporting (in the Survey of Consumer Finances), to include some components of non-money income, and to exclude direct taxes is examined in Section 6. The final section examines and attempts to explain changes in the income distribution since 1951 and considers how inequality trends may be affected by changes in the family income definition. Some of the findings of the paper are summarized below.

1. Several summary measures of inequality are available but none of them can be said to be preferable to the others. Any two summary measures may differ in their sensitivity to income differences found at various levels in the income distribution and so may rank a set of income distributions in different ways. It is always advisable to support summary measures of inequality with more detailed information such as quintile or decile shares.
2. Throughout this paper, quintile shares and the Gini Coefficient are used to summarize the level of inequality in an income distribution. Likewise, changes in an income distribution are represented by changes in quintile shares and percent changes in the Gini. In this connection, an important caveat should be provided. The estimates are based on sample survey data which, like all such information, is subject to possibly important error. Also, as noted above, a 5% change in inequality as measured by the Gini might correspond to a larger or smaller change if another summary measure were

used. Therefore, the reported percent changes in the Gini are intended to provide no more than an idea of the relative importance of different changes in the distribution.

3. There is no simple connection between social justice and income inequality. Income differences that reflect differences in the income needs of large and small families, differences in tastes for consumer goods vs. leisure, or differences in the risk or difficulty of jobs may be defended as just. On the other hand, discrimination, monopoly and involuntary unemployment produce income differences which are harder to defend. The relationship between income inequality and social justice is further complicated by the mobility of families within the income distribution. As a result, it does not seem useful to attempt to define a target level of inequality.
4. In the absence of a target level of inequality, the paper provides a series of estimates of what inequality would remain after various changes or corrections to the distribution were made. These estimates provide some benchmarks which should enable the reader to better interpret the significance of inequality levels or changes. As the first of these benchmark simulations, the level of inequality is estimated after the incomes of family units (i.e., families and individuals not in families) are adjusted to correct for differences in family size. The adjustment factors chosen reflect economies of scale in consumption by giving extra weight to the first and second family members. The effect of the adjustment is to reduce the Gini by about 9% and raise the income share of each of the bottom three quintiles.
5. Another benchmark is provided by estimating the level of inequality that would be obtained by raising the incomes of all poor family units to a poverty line. Two cases are considered: one where the transfer is tax-financed and one where it is financed from income increases due to economic growth. A poverty line defined in relation to average family income is chosen so that the transfer required to eliminate poverty is higher in the growth-finance case than the tax-finance case (because the average family income must rise in the former case). The effect of poverty elimination was to reduce inequality by 13% when the transfer was financed by economic growth and

by 17% when it was financed by extra taxes. This shows that much the greatest part of inequality is unrelated to poverty so that income poverty could in principle be eliminated without greatly reducing income differentials among higher income families.

6. A final benchmark provided in Section 3 is the level of inequality within a large group of families in the population. The group chosen was husband-wife families where the head is in the age group 35-54 and is fully employed; this group was chosen to remove the effects of retirement, apprenticeship wages, age and sex discrimination and involuntary unemployment. Income inequality among families in this subpopulation was found to be 41% lower than for the whole population, a much greater difference than was produced by the family size or poverty corrections.
7. The level of measured inequality was found to decline as the definition of the recipient unit was changed from the individual, through census and economic family units, to the spending unit. The pooling of incomes within families and households reduces inequality in consumption levels. The tendency to smaller family units (e.g., more single-parent families) may contribute to upward pressure on measured inequality in the future.
8. When the accounting period over which income is recorded is stretched from one to several years, the resulting measure of inequality is somewhat reduced (perhaps by 6% to 10%). This results from fluctuation in the incomes of families over time. The more correlated are these fluctuations (e.g., when caused by changes in unemployment rates) the smaller will be the difference between inequality measured annually and over a longer period. Fluctuation in family incomes over time has been found to be concentrated among low-income families; thus the burden of income uncertainty is itself a source of inequality in welfare levels.
9. Published inequality estimates have recently been criticized (e.g., by M. Paglin in the American Economic Review) for including income differences related to the age-income profile. These differences, it is asserted, are not relevant to welfare comparisons: Inequality should be measured on the basis of lifetime incomes. This view that income

differences between age groups are unimportant for welfare questions is disputed on two grounds. First, some income transfers (e.g., student loans and public pensions) are based on the need to compensate for imperfections in private capital markets (e.g., vesting and portability problems with pensions) that limit the ability of individuals to smooth out their lifetime consumption patterns by borrowing and saving. Second, social security systems in most countries provide transfers from younger to older generations which reflect a reasonable desire to permit retired families to share the benefits of increased productivity and economic growth. In connection with these questions, the inequality measure devised by Paglin is shown to be mathematically incorrect and the results derived from it to be meaningless. If all age groups had the same average income in Canada in 1973, the Gini Coefficient would be about 5% lower, not 40% lower as Paglin's measure implies.

10. No quantitative estimates of inequality in lifetime incomes are provided in the paper; any such estimate would require information about the extent to which the ranking of families within their own cohort (age group) changes over their lifetimes. However, it is tentatively suggested that, within a particular cohort, inequality in lifetime incomes will be somewhat less than inequality in annual incomes (when this annual inequality is averaged over the life of the cohort). For a population of several cohorts, on the other hand, inequality in lifetime incomes may be greater than annually measured inequality because income disparities between cohorts due to economic growth will be more evident in a distribution of lifetime incomes than in a distribution of single year incomes.
11. Measuring inequality on the basis of family money incomes has been criticized for ignoring important items of "real" income. Some conceptual issues are reviewed including the adjustment of incomes for non-money items, price variations (between locations), taxes, and differences in wealth or rights to future income (including conditional rights to public pensions and transfers such as GIS). Estimates are made of the effect on inequality of correcting family incomes for under-reporting in the Survey of Consumer Finances, for some non-money items and for direct taxes. These

estimates are based on quite tenuous assumptions because of the lack of better information so they are provided merely as an illustration of possible effects. The distributional effect of under-reporting and most of the income imputations is found to be small. After all adjustments are made, the Gini Coefficient is reduced by about 13% with the full effect accounted for by the subtraction of income and estate taxes and the imputation of rental income for owner-occupied homes. The latter adjustment lowers inequality because of the high incidence of home ownership among low-income elderly families.

12. Inequality in family money incomes has fluctuated over the years since 1951 but has shown no long-term trend. The same is true of poverty when defined in relative terms (e.g., by poverty lines set at 50% of the average income). "Absolute" poverty, defined by poverty lines which are updated in accordance with increases in the Consumer Price Index, has declined dramatically though.
13. The characteristics of the groups of families at various income levels have changed substantially. There has been an increase in the proportion of family units with heads under 25 at all levels and especially in the bottom quintile. The number of unattached individuals in the population has grown even more rapidly and they too are concentrated in the bottom quintile. The dependence of bottom quintile family units on government transfer income has increased substantially. Finally, there has been a dramatic growth in the number of multi-earner families concentrated, as one would expect, in the upper quintiles.
14. These changes in the profiles of families in various quintiles can be related to a few strong trends that occurred over the period, and estimates have been made of the effect of these trends on inequality. The changing age structure (i.e., increase in the population share of those under 25) has led to an upward pressure on inequality. The trend to the earlier retirement of men and increased labour force participation of women, by increasing the proportion of both zero-earner and multi-earner families at the expense of one-earner families, has contributed more strongly to the level of inequality. The effect of these trends on inequality has been offset to a minor degree by

the replacement of self-employment income by more evenly distributed employment income and to a much greater degree by the growth in government transfer income over the period.

15. If family incomes were adjusted to reflect differences in family size and further adjusted to include non-money income items and exclude tax liabilities, it seems likely that inequality measured on this basis would be found to have declined since 1951, though not by a great amount. Adjustment of incomes to reflect family size would eliminate the effect on measured inequality of the increasing numerical importance of unattached individuals in the population. The effects of adjustments made to the income definition would be dominated by the growth in direct taxes as a proportion of total income. Since post-tax incomes are more equally distributed than pre-tax incomes, the growth in taxes has tended to reduce income inequality.
16. This slight decline in inequality (in post-tax, family size-adjusted incomes) has occurred in spite of age structure and labour force participation rate changes which have tended to increase inequality. Thus, a close examination of changes in the income distribution since 1951 does not support the judgement that taxes and transfer programs have had no lasting effect on the level of income inequality.

2. MEASURING INCOME INEQUALITY

There are a number of aspects to the measurement of inequality in family incomes. The level of measured inequality depends, first of all, on what concept of family income is employed. The implications of varying the family unit definition, the income accounting period, and the income definition are explored in Sections 4, 5 and 6. The application of statistical measures to the income distribution is the subject of this section. A final aspect, considered in Section 3, is the interpretation of levels and changes in income inequality, given the statistics and definitions used to measure them. The latter question is of some importance because income inequality, unlike poverty, has no direct normative significance; inequality is desirable in some instances and undesirable in others. No target levels of inequality are proposed in Section 3 but some benchmarks are provided as an aid to evaluating the importance of changes in inequality.

The first part of the present section outlines some ways of describing income distributions and introduces the measures of inequality to be used throughout the paper. A brief description of some alternative measures is found in Appendix A. The second part of the section provides some technical comments regarding the use of summary inequality measures. A more detailed treatment of several of the questions considered here can be found in the Statistics Canada publication Income Inequality: Statistical Methodology and Canadian Illustrations by Roger Love and Michael C. Wolfson (March 1976, Catalogue No. 13-559).

2.1 WAYS OF DESCRIBING INCOME DISTRIBUTIONS

The simplest, most complete, and most cumbersome representation of an income distribution is a listing of the incomes of every family (recipient unit), ordered by income level. The graph of such a listing would look much like that in Figure 2.1 showing a few people with negative incomes (resulting from farm or business losses), a large majority with similar middle level incomes and a few with very high incomes. A more compact representation may be obtained, with the loss of some detail, by defining a limited number of income classes and then listing the numbers or percentages of families by income class. When the distribution is described in this way, it may be portrayed graphically in the familiar frequency function or histogram of Figure 2.2.

At some further cost in accuracy, the information provided in a frequency function can be represented more compactly by fitting a functional form to it. The frequency

FIGURE 2.1
LISTING OF INCOMES

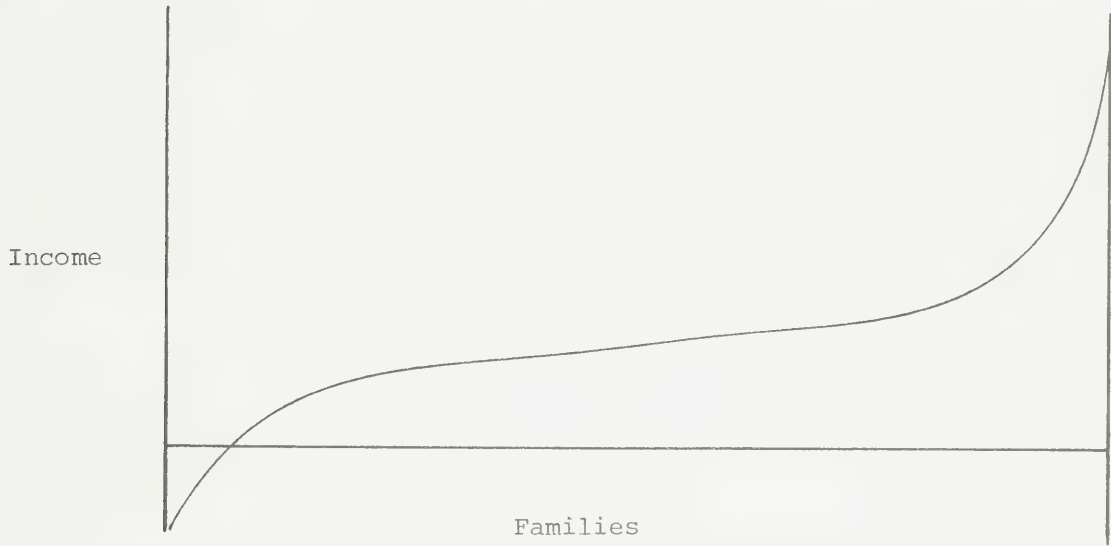
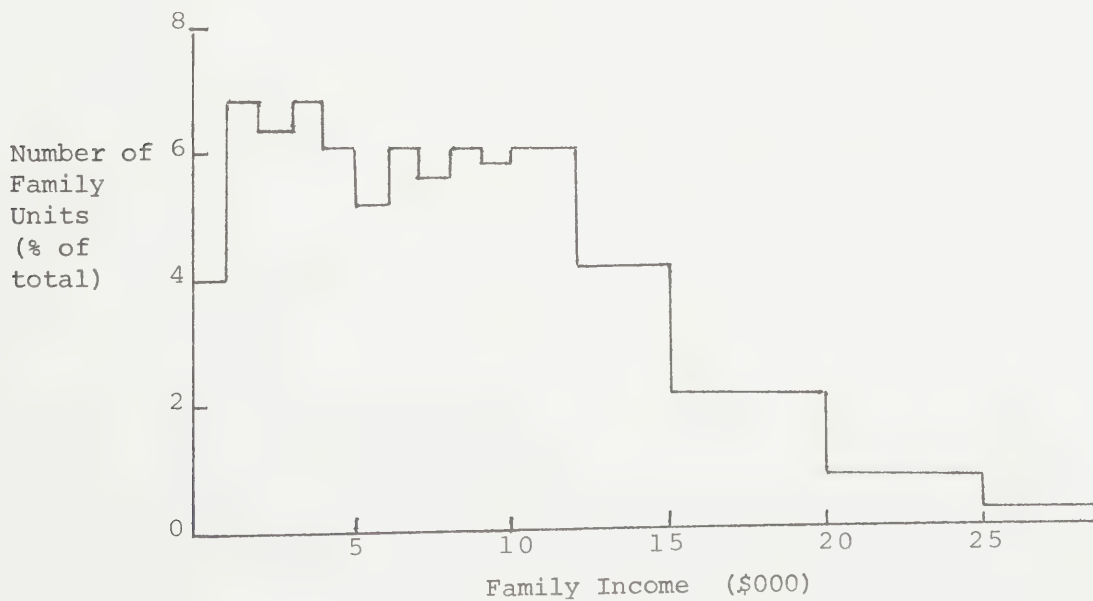


FIGURE 2.2
FREQUENCY FUNCTION



function is then represented by the two or three parameters of the functional form and changes in the distribution can be represented by changes in the parameters. See, for example, Metcalfe (1972) and Thurow (1970).

As an alternative to the frequency function, the population of families ranked by income level can be divided into equal portions or "quantiles" and the share of total income accruing to each of the quantiles calculated. The most commonly used divisions are quintiles (5 groups) or deciles (10). For example, the following quintile income shares for census family units in 1973 were estimated from data from Statistics Canada's Survey of Consumer Finances.

TABLE 2.1

QUINTILE SHARES: CENSUS FAMILY UNITS, 1973

	<u>Income Share (%)</u>	<u>Cumulative Income Share(%)</u>
Bottom Quintile	3.5	3.5
Second	9.8	13.3
Third	17.5	30.8
Fourth	25.4	56.2
Fifth	<u>43.9</u>	100.0
	100.0	

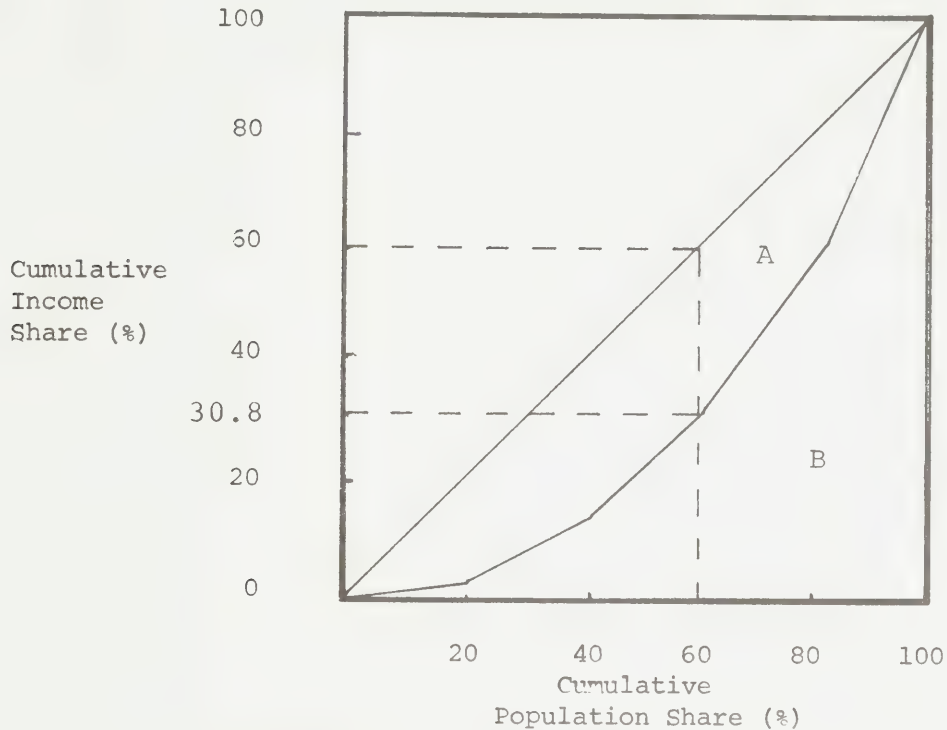
Source: Statistics Canada, 1974 Survey of Consumer Finances microdata tape "Census Families, 1973 Income".
Calculations by National Health and Welfare .

The Table shows that the lowest income fifth of the population received 3.5% of total family income while the top fifth received 43.9%. On average, top quintile family units had incomes 12.5 times as great as the incomes of bottom quintile family units.

The Table also shows the cumulative income shares held by the bottom 20, 40, 60 and 80 percent of the population of family units. If these cumulative income shares are plotted against the corresponding cumulative population proportions, a Lorenz curve is obtained as shown in Figure 2.3. With a larger number of quantiles, a smoother Lorenz curve would be obtained.

FIGURE 2.3

LORENZ CURVE: MONEY INCOME OF CENSUS FAMILY UNITS, 1973



Since they are based on proportions of population and income, Lorenz curves and quantile shares are invariant with respect to the size of the population and the level of total income (or the unit in which income is measured). If either the population size or the total income were to be increased, without the shape of the distribution being changed (e.g., if all incomes were doubled), the Lorenz curves and quantile shares would not be changed. This property, not shared by the frequency function of Figure 2.2, is valuable since it facilitates comparisons of income distributions over time or between countries.

The degree of income inequality can be assessed by examining the Lorenz curve. The income share of the bottom 60% of families is shown by the Lorenz curve to be 30.8%. If income inequality were less, this share would be between 30.8% and 60% of total income, so the Lorenz curve would be closer to the diagonal. If every family had the same income, the Lorenz curve would be the diagonal; conversely,

if one family had all the income, the curve would follow the bottom and right-hand boundaries of the graph. Thus, the triangle of Area A+B represents total possible inequality and the ratio of Area A to Area A+B provides a summary measure of inequality in the form of a fraction that varies between zero and one.

This ratio of areas on the Lorenz diagram provides one definition of the Gini Coefficient, the most commonly used summary measure of inequality and the one which, along with quintile shares, is used in this paper. The Gini Coefficient can also be represented in (at least) two other ways, as a function of the differences between all pairs of incomes and as a function of the rank order of incomes. In the first case, the formula for the Gini(G) is

$$G = \frac{1}{N^2\mu} \sum_i^N \sum_j^N |y_i - y_j|$$

where N is the number of income recipients, μ is the mean income and y_i, y_j is a pair of incomes.¹ In the second case the formula is

$$G = -\frac{N+1}{N} + \frac{2}{N^2\mu} \sum_i^N i \cdot y_i$$

Thus, the Gini Coefficient can be expressed either in terms of the dispersion of incomes (like the Variance) or, as in the Lorenz diagram and the second formula, in terms of the shares of total income held by families at different income ranks in the population.

Like quantile shares, the Gini Coefficient has the property of invariance with respect to changes in the size of the population and the level of total income. Its minimum value is zero when all families have the same income while its maximum value is one when a single family has all the income (unless some families have negative incomes when

1. When the Gini is calculated from data grouped into n income classes, the corresponding expression is

$$G = \frac{1}{N^2\mu} \sum_r^n \sum_s^n |y_r - y_s| f_r f_s$$

where y_r, y_s is now a pair of income class means and f_r and f_s are the corresponding population frequencies.

it can, in principle, take values greater than one). Unlike some summary inequality measures, such as those involving logarithms, it can be calculated from data which include zero and negative incomes.

The Gini Coefficient is by no means the only summary statistic used to measure the level of income inequality. Four others commonly found in the literature are described in Appendix A; they are the Coefficient of Variation, the Variance of Logarithms, the Theil-Bernouilli, and Atkinson's I. Some important considerations regarding the use and interpretation of summary measures of inequality are considered under the following heading.

2.2 THE USE OF INEQUALITY MEASURES

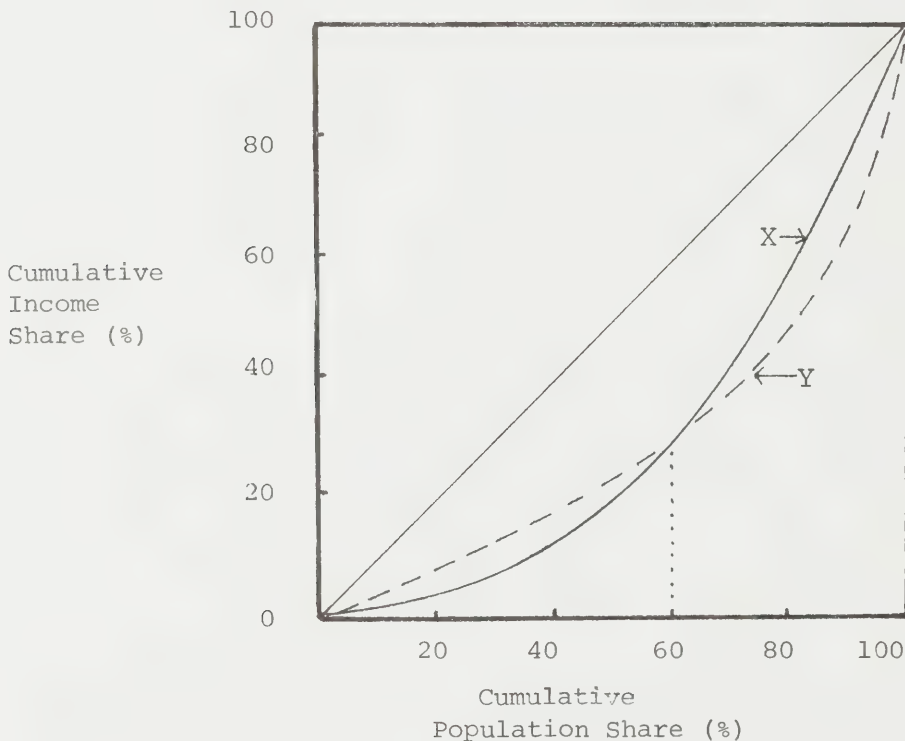
Some properties of relevance to the use of a summary inequality measure have just been mentioned. These are the range of the measure, its ability to handle non-positive incomes and its independence of the size of the population and the level of total income. Another property common to summary inequality measures is that they are unaffected when, for example, two income recipients change places in the distribution. This has the important consequence that a constant value of inequality over time can be consistent with considerable change in the relative income positions of different groups of families in the population. Three other questions which are important to the use and interpretation of inequality statistics concern the sensitivity of the measures to changes occurring at various income levels in the distribution, the error introduced when the measures are estimated from grouped data, and the decomposition of inequality into within-group and between-group components for certain classes in the population (e.g., age groups). ✓

2.2.a. Sensitivity

The most important problem with the use of summary inequality measures to compare income distributions arises from the fact that the inequality may be concentrated in different locations in the distributions. A comparison of the Lorenz curves for distributions X and Y in Figure 2.4 shows that inequality within the bottom three quintiles of X exceeds that in Y but for the top two quintiles the reverse is true. Whether a summary measure indicates that inequality is greatest in X or Y will depend on the sensitivity of the measure to income differences at different income levels. Using measures like the Coefficient of Variation or the Gini in which the sensitivity to income differences does not vary greatly with income level, one may find the levels of inequality in X and Y to be approximately equal. In

contrast, the other measures considered in Appendix A attach considerably more weight to income differences among low-income than high-income recipients and so would show a much higher level of inequality for X than Y. Thus, when the Lorenz curves of two distributions cross, different summary measures may produce contradictory evidence regarding which distribution is the more equal. This suggests the value of always supporting summary measures of inequality with more detailed information such as quintile shares.

FIGURE 2.4
CROSSING LORENZ CURVES



2.2.b. Grouping Error

When income data are grouped into income classes and represented by class frequencies and income means, the information on the degree of inequality within each class is lost. Any summary measure based on grouped data thus understates the true level of inequality. The degree of understatement depends on the number of income classes used in

computing the measure and the evenness of the distribution throughout the classes. Using a large number of classes is insufficient to solve the problem if a few classes account for a large share of the total income. For the Gini Coefficient, the degree of understatement is relatively minor (less than 1%) if twenty or more classes are used and the classes are chosen appropriately. In any case, it is important that the income data be grouped in the same way for any distributions for which summary inequality measures are to be compared. If this is done, grouping error will not change the ranking of the distributions or significantly effect the estimated differences in their inequality levels.

2.2.c. Decomposition of Inequality

It is often of interest to consider what would be the direct effects on inequality of certain changes in the situation of groups within the larger population. Taking age groups as an example, one can examine the effects of changes in:

- the proportion of elderly families in the population;
- the average income of the elderly population relative to the mean for the total population;
- the level of income inequality among elderly families.²

Parallel questions can, of course, be applied to other population partitions including single vs. multi-earner families, employed vs. unemployed individuals, and industry or occupation groups. Examples of this kind of analysis are found in Kuznets (1955), Soltow (1960), and Haley (1968).

Such questions can be investigated quite simply by constructing hypothetical "standardized" income distributions (e.g., in which income distributions for young families and for elderly families in 1973 are combined in such a way as to replicate the age structure that existed in 1951). However, it would be more convenient to be able to perform these standardization experiments using only data on the size, income mean and within-group inequality for each subpopulation. This would require that the summary inequality measure be capable of expression as a weighted

-
2. The indirect effects of such changes may also be important; the increasing population share of the younger age group (under 25) in recent years, for example, may have depressed the mean income of this group relative to the population mean and may have resulted in increased inequality within the group.

average of corresponding inequality measures for the subpopulations. Some inequality measures are decomposable in this sense but the Gini Coefficient is not. Since the Gini depends on the ranking of individual incomes, it can only be decomposed in this way in the rare and uninteresting case where the subpopulations have no overlapping incomes. For subpopulations to have no overlapping incomes would require, for example, that the highest income among elderly families be lower than the lowest income among younger families. Clearly, this situation is unlikely no matter how the subpopulations are defined. Thus, the Gini can only be used in standardization experiments where hypothetical distributions are first constructed. An invalid attempt to partition the Gini Coefficient is made in Paglin (1975). (See also the comments on the Paglin article in Section 5.2.)

2.2.d. Summary

The main conclusions of this examination of the use of inequality measures are that there is no single preferred measure of inequality and that different measures may rank a set of distributions in different ways. Supplementary information on quintile or decile shares is nearly always useful in a comparison of income distributions. A statement such as "Inequality declined by 5%" begs to be qualified by identifying the measure used and indicating which quintiles or deciles were gainers and losers.

Among the summary measures, the Gini Coefficient is selected for use in this report. Its sensitivity to income changes does not vary so greatly by income level as in the case of logarithmic measures, and it can accommodate non-positive incomes. It is not severely affected by the use of grouped data. It relates directly to data on income shares, is conveniently interpreted in terms of the Lorenz curve, and is widely used in the literature. Its lack of decomposability is an inconvenience but does not prevent its use in standardization experiments.

3. ON THE INTERPRETATION OF CHANGES IN INEQUALITY

While income distribution studies are usually motivated by questions of social justice, the connection between social justice and income inequality is not simple and no "just" level of inequality has been proposed. Perfect equality is not suggested as a target because many income differences are clearly just and desirable. These include differentials corresponding to the different income needs of large and small families, differentials resulting from variation in individual preferences for work vs. leisure, saving vs. consumption or city life vs. country life, and differentials which compensate for differences in the riskiness, difficulty or attractiveness of different jobs. On the other hand, income differentials resulting from discrimination, monopoly, and involuntary unemployment would be condemned as unjust by most people. Less clear-cut examples include income differentials due to inherited wealth and differences in income levels between age cohorts due to productivity growth over time.

When these different sources of income inequality are considered, it is tempting to conclude that an ideal income distribution would exhibit a level of inequality neither close to zero nor close to the existing level. However, any normative conception of income inequality must take into account other considerations as well. One is the degree of mobility of families within the income distribution; another is the apparent demand for certain types of income uncertainty or income inequality as reflected in the popularity of lotteries. A third consideration is the relationship between current incomes and past effort or self-denial; an individual may have a relatively high income today because he saved more and consumed less than others in the past. And finally, the question of how people value changes in their absolute income levels as opposed to changes in their relative income positions is important if it is concluded that redistribution (beyond some point) is inimical to economic growth. These additional considerations complicate the relationship between income inequality and social justice.

The lack of an acceptable inequality norm may lead one to question the purpose of monitoring inequality levels or studying the distribution of income. Why not concentrate instead on monitoring and correcting situations of social injustice such as involuntary unemployment, monopolies, discrimination and legislation preferential to particular groups? One answer to this suggestion is that the ultimate consequences of most actions by governments, firms and individuals are difficult to perceive or to relate to these

actions. Monitoring changes in inequality and attempting to understand their causes may provide the best means of identifying practices and regulations which have undesirable effects on the position of particular groups in society.

The lack of a clear target level of inequality complicates the assessment of the significance of changes in inequality. The problem is aggravated by the existence of a variety of family income definitions and summary inequality measures. To provide some guidance in the interpretation of levels or changes in inequality, the effects on the Gini of some changes in the definition of family income are estimated in Sections 4, 5 and 6. In addition three other benchmarks are described below: (a) the level of inequality among family units after their incomes have been adjusted for differences in family size, (b) the decline in inequality implied by the elimination of poverty (as defined by one poverty line), and (c) the level of inequality in a selected subpopulation (i.e., husband-wife families where the husband is in the age group 35 - 54 and fully employed).

3.1 INEQUALITY IN FAMILY SIZE-ADJUSTED INCOME

One criticism of estimates of inequality among family units is that they involve comparing the incomes of families of different sizes and therefore different income needs. A simple way to overcome this problem is to divide all family incomes by family size and so estimate the level of inequality in per capita income. A drawback of this approach is that it neglects the differing income needs of adults and children and the economies of scale available to larger families. The adjustment made here is to divide family incomes by the factors 1, 1.67, 2, 2.33, 2.67, and 3, corresponding to family sizes of one to six and over.¹ Note that adjustment factors like these could be elaborated to take into account regional variation in living costs or other variables of interest. With this family size correction made, the distribution of "adjusted" income can be defined in either of two ways: over the population of

-
1. These adjustment factors are equivalent to the Family Size Equalizer Points defined in the report of the Special Senate Committee on Poverty (Senate, 1971). They were based in turn on the relationships between Statistics Canada's low-income cutoffs for families of different sizes which were derived from the examination of family expenditure patterns. (See Podoluk, 1968, p. 185.) These adjustment factors were determined for economic families so their application to census families here is merely illustrative.

family units or over the population of individuals. The difference is that the adjusted income of a family of size seven would appear once in the former case but seven times in the latter. The latter method gives equal weight to the (adjusted) incomes of all individuals no matter what size of family they are in. The results of both methods of family-size adjustment are shown in Table 3.1 following.

TABLE 3.1

INCOME INEQUALITY IN CANADA, 1973, BEFORE AND
AFTER ADJUSTMENT FOR FAMILY SIZE

	Quintile Shares (%)					Gini
	1	2	3	4	5	
1. Incomes of census family units (CFU)	3.5	9.8	17.5	25.4	43.9	0.410
2. Family Size-Adjusted Incomes of CFU's						
a. Family unit basis	5.1	11.0	17.4	24.5	41.9	0.373
b. Individual basis	6.0	12.4	17.8	23.9	39.9	0.339

Source: Statistics Canada, 1974 Survey of Consumer Finances microdata tape "Census Families, 1973 Income". Calculations by National Health and Welfare.

Line 1 gives the quintile shares and Gini Coefficient for census family units (i.e., families and persons not in families) before any adjustment for family size. Line 2.a shows how the income distribution appears when the income of each family unit is divided by the family-size adjustment factor appropriate for that family unit. The effect of this adjustment is to reduce the Gini by about 9% and raise the income shares of the bottom two quintiles. This change in measured inequality reflects the concentration of "persons not in families" in the lower quintiles of the unadjusted distribution and the concentration of large-size families in the top quintiles. In line 2.b of the Table, the distribution of family size-adjusted income is converted from a family unit basis to an individual basis. This is done by applying to the adjusted income of each family unit a frequency equal to the number of individuals in the family unit. The result of this conversion is to provide yet a lower estimate of income inequality. The Gini is reduced by a further 9% and the income share of each of the bottom three quintiles is increased. Placing an increased emphasis on the incomes of individuals in large families

lowers inequality because inequality is less among large families than among smaller families and persons not in families.

The effect on inequality of income differences between different size families is considered further in Section 4 where changes in recipient unit definitions are examined.

3.2 POVERTY AND INEQUALITY

In most Western countries, the focus of social concern with income inequality has been on the situation of the least advantaged groups. The ideal that all groups should be able to participate fully in society has its strongest expression in the equal and universal distribution of voting rights and in the principle of equality under the law. In the economic sphere, it has found its major application in the provision of financial aid to those whose incomes fall below agreed minimum levels. Historically, these basic minima were set at subsistence levels since large segments of each country's population lived at subsistence. With the rapid growth in real income levels since World War II, poverty has increasingly been defined in social or relative terms, as a form of alienation or exclusion from the normal activities of the society. Given the social, economic and physical structure of our communities, a certain income level is seen as being the minimum necessary to permit full membership in society, and this minimum must relate to the income levels of other families in the community.

Poverty that is defined by absolute (e.g., subsistence) poverty lines will decline over time so long as low-income families have any share in the community's economic growth. "Absolute" poverty, therefore, can be eliminated over time without requiring any reduction in income inequality. Poverty defined in relation to the average or median income of the community, on the other hand, cannot be reduced without a corresponding change in the income distribution.² This raises the question of how great a decline in inequality would be produced by the elimination of poverty (where poverty is defined in the narrow sense of income shortfalls from a poverty line). For example, if an increase in the income of poor families implies an increase in the community's average income and thus an increase in the (relative) poverty line, it might be concluded that relative poverty cannot be eliminated without at the same time eliminating income inequality.

2. Recent trends in poverty indexes, for both absolute and relative poverty lines, are examined in Section 7.1.

To examine this question, estimates are made of the change in inequality that would result from moving all low-income families up to a poverty line.³ The poverty line proposed in the Real Poverty Report (Adams et al., 1971) is selected for this exercise since it is a relative poverty line which rises in proportion to increases in average family income and since, in 1973, it lay in the middle of the range of proposed low-income lines.⁴ Two cases are considered: one in which the transfer is financed by a surtax on higher income families so that average family income does not change, and another in which the transfer is financed out of income increases due to economic growth. The first case requires an absolute reduction in the post-tax incomes of families above the poverty line while the second case does not. Since the total income of the community rises in the second case though, the poverty line and poverty gap (i.e., the required total transfer) rise accordingly.

The results are presented in Table 3.2 below. Line 1 shows the initial distribution of income over census family units (CFU's). Lines 2.a and 2.b show the effects on inequality of the tax-transfer package. Line 2.a shows the effect of transferring \$3.6 billion or about 4.8% of family income to poor families so as to bring them all exactly to the poverty line. Line 2.b shows the additional effect on inequality of increasing the taxes of higher income families by \$3.6 billion. The tax increases were distributed according to actual income tax payments as shown in Appendix Table B.1, except that no tax increases were applied to families at the poverty line. Line 3 shows the effects on inequality of eliminating poverty by transferring an increase in total community income to families below the poverty line. Here the transfer required is \$4.1 billion or 5.5% of total family income and the final poverty line for a family of four is \$6,956 instead of \$6,601.

-
3. The transfer simulated would not be acceptable in practice because of its 100% tax rate on other income and consequent work disincentive. A negative income tax program, sufficient to completely eliminate poverty, would involve transfers to families above the poverty line. It would be more costly and have a greater effect on inequality than the one simulated.
 4. For a family of four in 1973, the Real Poverty Report poverty line was \$6,601; the Statistics Canada revised low-income cutoff, for community size 30,000-99,999, was \$6,230 (Catalogue 13-207, p.16); the Senate Committee poverty line (updated) was \$7,231; the Canadian Council on Social Development poverty line was \$6,358, calculated according to the method outlined in Ross (1975).

TABLE 3.2

EFFECT ON INEQUALITY OF ELIMINATING POVERTY
(Real Poverty Report poverty line, 1973)

	Quintile Shares (%)					Gini
	1	2	3	4	5	
1. Incomes of CFU's	3.5	9.8	17.5	25.4	43.9	0.410
2. Tax-financed transfer						
a. Post-transfer	5.9	10.9	17.0	24.3	42.0	0.363
b. Post-tax and transfer	6.8	11.0	17.3	24.1	40.7	0.342
3. Growth-financed transfer	6.1	11.1	17.0	24.1	41.7	0.358

Source: Statistics Canada, 1974 Survey of Consumer Finances microdata tape "Census Families, 1973 Income". Calculations by National Health and Welfare.

In the tax finance case, the elimination of poverty is found to reduce the Gini by 17% from 0.410 to 0.342, about two-thirds of the reduction being associated with the transfer and one-third with the tax increase. In the case where the transfer is financed from economic growth the Gini is reduced by only 13% despite the somewhat increased poverty line. In both cases the relative income gains are shared by family units in the bottom two quintiles and the relative income declines concentrated in the top two quintiles.

The most important observation from these results is that the change in the Gini (whether 13% or 17%) and the changes in quintile shares appear quite modest considering that the event simulated is the complete elimination of the poverty gap using poverty lines that are considerably higher than present Minimum Wage or Social Assistance benefit levels. Much the greatest part (83% to 87%) of inequality (as measured by the Gini or quintile shares) is unrelated to poverty. The elimination of poverty, even with poverty lines defined relative to average income, would definitely not require the elimination of inequality.

3.3 INEQUALITY IN A CHOSEN SUBPOPULATION

A final approach to the interpretation of inequality estimates is suggested in Thurow (1973). Thurow's idea was to see how much inequality would remain if some undesirable components of inequality connected with personal handicaps, involuntary unemployment and wage and job discrimination against blacks, women and others were removed from consideration. Examining not family incomes but earning levels among white fully-employed males, he found that the Gini for this group was 40% lower than that for the incomes of all income recipients.

An example of this kind of benchmark is provided in Table 3.3 below. For reasons of data availability and comparability with the inequality estimates in Tables 3.1 and 3.2, family unit incomes rather than individual earning levels are considered. By limiting the population to husband-wife families where the husband is between 35 and 54 years of age, the major effects of differing family size and position in terms of life-cycle earnings (i.e., apprentice level wages) are removed. Following Thurow, the population is further limited to families where the husband is fully employed in order to remove the effects of involuntary unemployment, disability, forced retirement, etc. This provides only a crude estimate of "money income inequality resulting from choice", however, because some effects of discriminatory wage differentials may remain while some families where the husband is voluntarily unemployed or out of the labour force may be eliminated. While no adjustment has been made for family size differences within this group, the effect of such an adjustment would be minor.

TABLE 3.3

INEQUALITY AMONG HUSBAND-WIFE FAMILIES WHERE THE HUSBAND
IS IN THE AGE GROUP 35-54 AND IS FULLY EMPLOYED

	Quintile Shares (%)					Gini
	1	2	3	4	5	
1. All Family Units	3.5	9.8	17.5	25.4	43.9	0.410
2. Husband-wife families, 35-54, fully employed	9.6	15.0	18.6	23.3	33.4	0.241

Source: Statistics Canada, 1974 Survey of Consumer Finances microdata tape "Census Families, 1973 Income". Calculations by National Health and Welfare.

In this subpopulation, the level of inequality is markedly lower than for the total population; the Gini is lower by 41% (0.241 compared with 0.410), while the income share of each of the bottom three quintiles is higher and the shares of the top two lower. The differences between this group of families and the total population (which include differences in family size, wage rates, and work experience) explain a larger part of measured inequality than either the family size or poverty corrections. They also explain, more than do the other corrections, income inequality among the higher income families (i.e., the share of the top quintile is considerably reduced relative to the shares of quintiles three and four).

4. RECIPIENT UNIT DEFINITIONS

Since the variation of income with family size contributes to measured inequality, the way in which the recipient unit is defined may also be expected to affect inequality estimates. (Any such effect will be much reduced, of course, if incomes are adjusted for family size before inequality is measured.) The effect on inequality of differences in recipient unit definitions is a question of practical significance since these definitions vary widely among the several sources of Canadian income distribution data. The question is even more important in the context of international inequality comparisons where major differences are found in income and recipient unit concepts as well as data gathering methods. The following paragraphs describe several recipient unit definitions and comment on their relevance to Canadian income distribution studies.

The Individual. Information on earnings and incomes using the individual as the recipient unit can be obtained from the Census, from the Survey of Consumer Finances (SCF), from some program data (e.g., Canada Pension Plan contribution files) and from taxation data. For studies of wage differentials, inequality in lifetime earnings, or aspects of human capital formation (e.g., the returns to higher education) the individual is clearly the appropriate recipient unit. For poverty studies or comparisons of economic welfare, the individual is not the most appropriate recipient unit because an individual's economic welfare may depend on his access to pooled family income or the demands of dependents upon his own earnings.

The Taxfiler and His or Her Listed Dependents. Another source of income data, in some respects more detailed and accurate than the data obtained elsewhere, is the sample of tax returns upon which the publication Taxation Statistics of the Department of National Revenue is based. The income recipient in this case is the taxfiler and his or her listed dependents. This recipient unit definition presents difficulties for studies concerned with the distribution of economic welfare, however. For one thing, not all families include a taxfiler, although with the introduction of provincial tax credits and the taxation of Unemployment Insurance benefits, this problem has diminished in recent years. Another problem occurs because some families include two or more taxfilers. Finally, some listed dependents live in different households from the taxfiler. A satisfactory distribution of "family" income from data on taxfiler incomes has not yet been obtained.

The Census Family Unit. A census family is defined as either a husband and wife, with or without never married children, or a single parent with one or more children who

have never married. The population of census family units includes census families plus "persons not in families". Income data on a census family unit basis is available from the Census and from the SCF. The census family unit corresponds more closely than do the other definitions for which data is available to the appropriate recipient unit for family-based income transfer programs and so is often used in investigations of these programs.

The Economic Family Unit. An economic family is defined as a group of individuals living together and related by blood, marriage or adoption. The population of economic family units consists of economic families plus "unattached individuals". The economic family is a slightly broader concept than the census family, as it includes relatives other than never married children. Thus, the population of "unattached individuals" is smaller than the population of "persons not in families" and the average size of economic families is somewhat greater than that of census families. For SCF data relating to the years prior to 1967, only the economic family definition is available. The economic family concept is used in the Current Population Survey (CPS) of the Bureau of the Census, the chief source of income distribution data for the United States.

The Household. A household is defined as a group of individuals sharing a common dwelling unit. Information on households is available in the Census, in CMHC statistics, and in the Survey of Household Facilities and Equipment which is supplementary to the SCF.

The Spending Unit. A spending unit is defined as one or more persons dependent on a common or pooled income for the major items of expense and living in the same dwelling. (Never married sons and daughters living in the same dwelling as their parents are included in the spending unit regardless of the degree of income pooling.) Like the household, this recipient unit definition can encompass unrelated individuals. Information on the incomes of spending units is obtained in the Family Expenditure Survey of Statistics Canada. In some ways it is the most relevant unit for welfare comparisons because it is based on actual arrangements made to pool income for basic consumption needs.

In Table 4.1, estimates of income shares and Gini Coefficients are provided for income distributions based on several of the recipient unit definitions described above.

Lines 1 and 2 of the Table provide distributions for individuals. Line 1 gives the distribution of income over all individuals who reported income in the 1971 SCF. The

TABLE 4.1

INCOME DISTRIBUTIONS BASED ON DIFFERENT RECIPIENT UNIT
DEFINITIONS AND DIFFERENT DATA SOURCES

Recipient Unit (Data Source and Reporting Year)	Quintile Shares (%)					Gini
	1	2	3	4	5	
1. Individuals with income (SCF, 1971)	2.0	7.2	15.5	26.0	49.2	0.462
2. Taxfilers (Taxation Statistics, 1971)	3.2	9.4	16.3	25.0	46.1	0.432
3. Census Family Unit (Census, 1970)	2.8	9.4	17.1	25.5	45.2	0.428
4. Census Family Unit (SCF, 1971)	3.1	9.5	17.3	25.5	44.6	0.416
5. Economic Family Unit (SCF, 1971)	3.6	10.6	17.6	24.9	43.3	0.398
6. Spending Unit (Family Expenditure Survey, 1969)	6.5	13.0	16.6	24.2	37.6	0.309

Sources: 1,5. Statistics Canada, Income Distributions by Size in Canada, 1971 (Catalogue 13-207).

2. Department of National Revenue, Taxation, Taxation Statistics, 1973 Edition.

3. Statistics Canada, 1971 Census of Canada, Incomes of Families, Family Heads and Non-Family Persons (Catalogue 93-724, vol. II, Part 2).

4. Statistics Canada, Family Incomes (Census Families) (Catalogue 13-208).

6. Statistics Canada, Family Expenditure in Canada, Volume I. All Canada: Urban and Rural, 1969 (Catalogue 62-535).

The quintile shares and Gini Coefficients are estimated by National Health and Welfare from data obtained from the above publications.

high level of inequality in this distribution is not of concern for welfare comparisons since many of the low-income recipients are part-time workers (e.g., summer students or working wives) whose incomes contribute to relatively high family incomes.

The taxfiler data must be considered to be information on individuals rather than families, since a good number of the taxfilers are in the families of other taxfilers. The population covered by taxation statistics includes the populations not covered in the SCF or Family Expenditure Survey, but excludes those (mostly low-income) recipients who did not file tax returns. This explains, in part, the lower level of inequality among taxfilers than among individuals in the SCF. There are also differences in income definition between taxation and SCF data.

For the census family definition, distributions are shown from two sources, the Census and the SCF. There are several differences in the resulting distributions. First, the Census data comes from the 1971 Census, where income was reported for the year 1970. The SCF data comes from the Survey conducted in 1972 which reported 1971 incomes (no survey was conducted in 1971). Second, the Census distribution is taken from a much larger sample than that of the SCF and the weighting schemes of the two samples differ. Third, the populations covered by the two distributions are not identical. The SCF excludes census family units residing in the Yukon or the Northwest Territories, families residing in institutions or on Indian reserves, and families for which military pay was the major source of income of the head. On balance, the census family units excluded from the SCF had below-average incomes, so it is to be expected that the SCF would provide a lower estimate of income inequality than the Census.

Inequality is lower for the economic family than for the census family definition of the recipient unit because the former definition is broader and thus reflects more income "pooling" than the latter. Some "persons not in families" who are low-income, single-person units in the census family distribution actually live with relatives and so are included in larger economic families.

Inequality among spending units appears much lower than for any of the other concepts. This difference in inequality should be treated as merely suggestive since a considerable part of it appears to be due to factors other than the difference in recipient unit. First, the income shares and Gini Coefficient for spending units are estimated from more coarsely grouped data than is the case for the other distributions. Second, the data on spending unit incomes refers

to 1969 rather than 1971; the Gini for economic family units in the SCF was about 0.015 lower in 1969 than 1971. Third, the population coverage, sampling, and survey procedures of the Family Expenditure Survey and the SCF are different. Thus, it is likely that inequality among spending units is underestimated in Table 4.1. Nevertheless, the spending unit concept recognizes considerably more income pooling than do the other definitions, so it should be expected to provide the lowest estimate of inequality.

Together, the inequality estimates suggest that the choice of recipient unit definitions can have a considerable effect on measured inequality, and that measured inequality falls as the recipient unit definition becomes broader. This indicates that income pooling within families and non-family spending units serves to reduce income variation; the family or household acts as an agent of redistribution.

Two other observations deserve mention here. One is that changes over time in the way individuals are grouped into families and households are likely to affect measured income inequality. Based on the preceding observations, the presumption is that changes which tend to reduce the average size of families and households will increase measured inequality. Whether changes in family and household organization that increase measured inequality also increase the dispersion of welfare is another question. If individuals live in small, relatively low-income recipient units (e.g., students or widow(er)s living on their own rather than with their parents or children) when alternative arrangements are truly available to them, we may judge that they suffer no net welfare loss by doing so. A related comment is that changes in the organization of individuals into recipient units could, in some cases, be motivated by incentives unintentionally incorporated in government income security programs. The splitting of families inspired by categorical assistance programs targeted on single-parent families provides a well-known example.

5. INCOME FLUCTUATIONS AND THE CHOICE OF ACCOUNTING PERIOD

Income is defined as a flow of purchasing power or an increase in wealth over a specified period of time. Since the incomes of individuals fluctuate over time, the level of measured inequality might be affected by a change in the time period over which the income flows are measured. Lengthening the accounting period might reduce the impact of fluctuations on individual incomes, thus eliminating some income variation among individuals and producing a truer measure of "persistent" or "permanent" income inequality. Two kinds of income fluctuations will be considered separately because they have quite different implications for the selection of an income accounting period; they are short-term fluctuations and income variation over the life cycle.

5.1 SHORT-TERM INCOME FLUCTUATION

The income fluctuations considered under this heading include those due to crop variability, price and profit fluctuations, temporary absence from the labour force, and unemployment. If an accounting period of less than a year (or more than a year but less than two, etc.) were considered, seasonal income variation would also be important. The main question to be addressed is whether income inequality calculated from annual income data is likely to be seriously overstated relative to inequality in incomes measured (or averaged) over a period of several years.

Though the question is largely an empirical one, it is worth pausing to examine it analytically. Consider first the case of a group of individuals whose incomes are equal when averaged over (say) a five-year period, so that inequality in their five-year incomes is zero. Now, if their incomes fluctuate from year-to-year so that inequality is observed in annual incomes, this inequality will be entirely due to the fluctuation in individual incomes. However, should the incomes of all the individuals fluctuate in exactly the same manner, perfect equality would be observed in annual as well as five-year incomes. The conclusion to be drawn from this case is that fluctuation in individual incomes over time can, but won't necessarily, raise annual inequality above longer-period inequality. The more alike the patterns of fluctuation in individual incomes, the smaller will be the contribution of these fluctuations to inequality in annual incomes. This point is important since many short-term income fluctuations result from variation in crop yields or business cycle conditions that affect large numbers of families in similar ways. These "systematic" income fluctuations should not be expected to contribute to measured inequality in the same way as purely random fluctuations.

When income fluctuations occur within a population characterized by considerable income inequality, the effects on measured inequality are less clear.¹ One point that does seem evident is that the more systematic are income fluctuations (e.g., fluctuations resulting from changes in unemployment concentrated among low-income families) the more likely they are to be reflected in fluctuations in the level of annually measured inequality. As will be seen in Section 7, the record of inequality levels over the past 25 years provides some evidence of this.

The empirical evidence regarding the nature and effects of short-term income fluctuations is fragmentary because few sources of data exist where the incomes of a group of families or individuals are recorded for several years in a row.

For families, the only recent longitudinal income survey of any size is the University of Michigan's Panel Study of Income Dynamics. (Morgan et al., 1974; papers dealing specifically with income fluctuations are those by Benus, vol. I, p. 277 and Mirer, vol. II, p. 201.) The main finding of this study with regard to income fluctuations is that they are concentrated among low-income families. Other findings are that the fluctuations result mainly from fluctuations in the labour income of the family head, that fluctuations in the wives' earnings do not appear to offset transitory changes in husbands' earnings, and that family incomes do fluctuate less markedly than family earnings as a result of compensatory transfer payments. No estimates are made of the contribution of income fluctuations to measured income inequality.

-
1. These effects can perhaps best be analyzed by simulating various kinds of fluctuation using a sample of incomes representative of the income distribution. It would be useful to examine a variety of cases defined in terms of (a) the degree of inequality in long-period (e.g., five-year average) incomes, (b) the degree of correlation between income fluctuations, and (c) the concentration of the fluctuations at various income levels. Some simple experiments with a small sample suggest that income fluctuations (whether systematic or random) contribute most to measured annual income inequality when they are concentrated among low-income earners. It was also found that it was possible for income fluctuations to result in annually measured inequality understating longer-period inequality; this result was produced by highly correlated fluctuations in the incomes of the highest earners.

An earlier study in which incomes were tabulated for a panel of households for 1949 and 1951-1954 was conducted by Irving Kravis in the U.S (Kravis, 1962; reported in Blinder, 1974). He found that stretching the accounting period to five years resulted in a drop of about 10% in the Gini Coefficient below its average value for single years in the five-year period.

For individuals, the effect of income fluctuation on inequality has been examined using income tax records. In Canada, one study has been made of a longitudinal sample of matched National Revenue - Unemployment Insurance records covering the six-year period 1965-1970 (Wolfson, 1975a). This study confirms the finding of the Michigan panel study that income fluctuations are concentrated among low-income recipients. It also supports the estimates of Kravis of the contribution of income fluctuations to measured inequality; the Gini Coefficient for incomes averaged over the six-year period (Assessable Income - all individuals, Table III.4) was found to be 6% lower than the average of the annual values of the Gini.

Thus the empirical evidence, though limited, suggests that income fluctuations, concentrated among low-income families, contribute to a modest overstatement of longer-term inequality by measures calculated annually. This conclusion should be qualified by noting that it makes no allowance for the burden of uncertainty on the families whose incomes are subject to fluctuation. Since the burden of this uncertainty falls most heavily on those with low incomes, it is itself a source of inequality in real economic welfare. Furthermore, low-income families cannot depend on accumulated assets or bank loans in periods of income inadequacy in the way that higher income families can.

5.2 INCOME FLUCTUATION OVER THE LIFE CYCLE

Family incomes vary considerably according to the age of the family head and this variation contributes to the amount of inequality measured in any given year. Since this component of income variation reflects life cycle income patterns common to most families and to some extent the result of choice (e.g., years of education, age at retirement), it has been argued that inequality measures should be adjusted to exclude it. It is also argued that tax and transfer policies aimed at reducing income disparities may duplicate or interfere with attempts by individuals to even out their lifetime consumption patterns by borrowing and saving. A related concern is that changes in chosen life cycle income patterns and changes in the age structure of the population may disguise the true time-trend of income inequality.

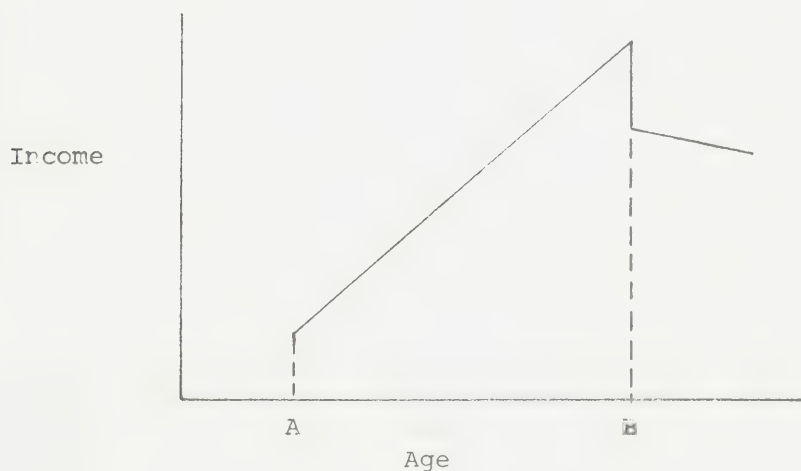
To examine these arguments more carefully, it is useful to consider separately the main factors which are involved in between-age group inequality and life cycle effects. Four factors are identified: (a) the normal life cycle income profile, (b) variation in life cycle income profiles among individuals, (c) income growth over time, and (d) the effect of age structure changes on inequality.

5.2.a. The Normal Life Cycle Income Profile

Figure 5.1 provides a representation of a typical age profile of income over a lifetime.

FIGURE 5.1

NORMAL AGE-INCOME PROFILE



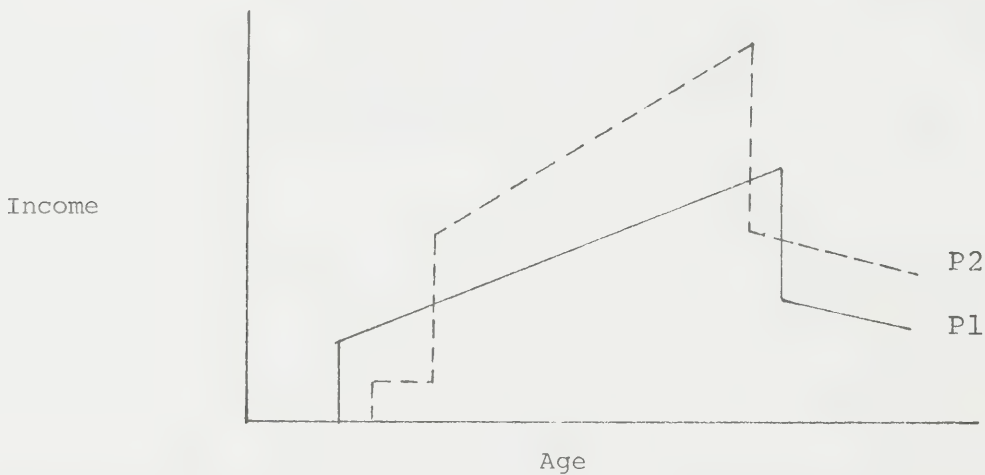
Age A denotes the year of labour force entry and Age B the year of retirement. Note that the profile refers to an individual (the family unit might be said to be born at Age A) and the individual's share of his parents' family income up to Age A is neglected. Inheritances and bequests are likewise ignored. The lifetime income concept probably can be usefully operationalized only for individuals, particularly when the dissolution and reformation of family units through divorce and remarriage is considered, but this problem is considered no further here.

5.2.b. Variation in Life Cycle Income Profiles

Different occupations involve different amounts of educational investment and yield different income levels over different working life spans. Two typical profiles are presented in Figure 5.2.

FIGURE 5.2

AGE-INCOME PROFILES FOR DIFFERENT OCCUPATIONS



Profile P1 might represent that of a low or semi-skilled blue or white-collar worker and profile P2 that of a professional such as a medical doctor. This variation in age-income profiles by occupation is one reason why life cycle effects cannot properly be taken into account simply by excluding from inequality the differences between the mean incomes of different age groups. The best way to address life cycle effects is by examining inequality among lifetime incomes, and these lifetime incomes should be estimated separately for different occupational groups or, better yet, separately for each individual. Also, they should be estimated by discounting the value of annual incomes to a common base year to allow for the fact that income received today is worth more than income received in a year because of the interest that could be earned on it over the year.

From these two figures, it is seen that much of the income disparity between age groups, and some of the variation within them, does not derive from differences in

lifetime incomes. Income differences at a point in time may not be a good indicator of disparities in material well-being. Simple comparisons between the incomes of a 25-year-old and a 45-year-old, or between those of a law student and a labourer of the same age, may be misleading because they neglect differences in future income expectations.

A welfare comparison based on current income may be misleading even with regard to present consumption possibilities, if individuals can draw upon accumulated savings or borrow on the strength of expected future incomes. And, though the statistical evidence is difficult to interpret, it is likely that individuals and families do manage to convert an uneven time profile of income into a smoother consumption profile (taking into account varying consumption needs as the family size changes over the life cycle). On the other hand, it is well known that private capital markets provide individuals with a less-than-perfect means of smoothing out income variation over their lifetimes. The failure of private markets to satisfy demands for student loans and the problems of employees with late-vesting, non-portable private pension plans are familiar examples. Some government-administered transfers between age groups such as student loans and public pension plans are expressly designed to meet needs that result from these imperfections in private capital markets. Given the evidence of market failure provided by widespread demands for corrective action, it is difficult to argue that these transfers interfere in a major way with the individual choice of lifetime consumption patterns.

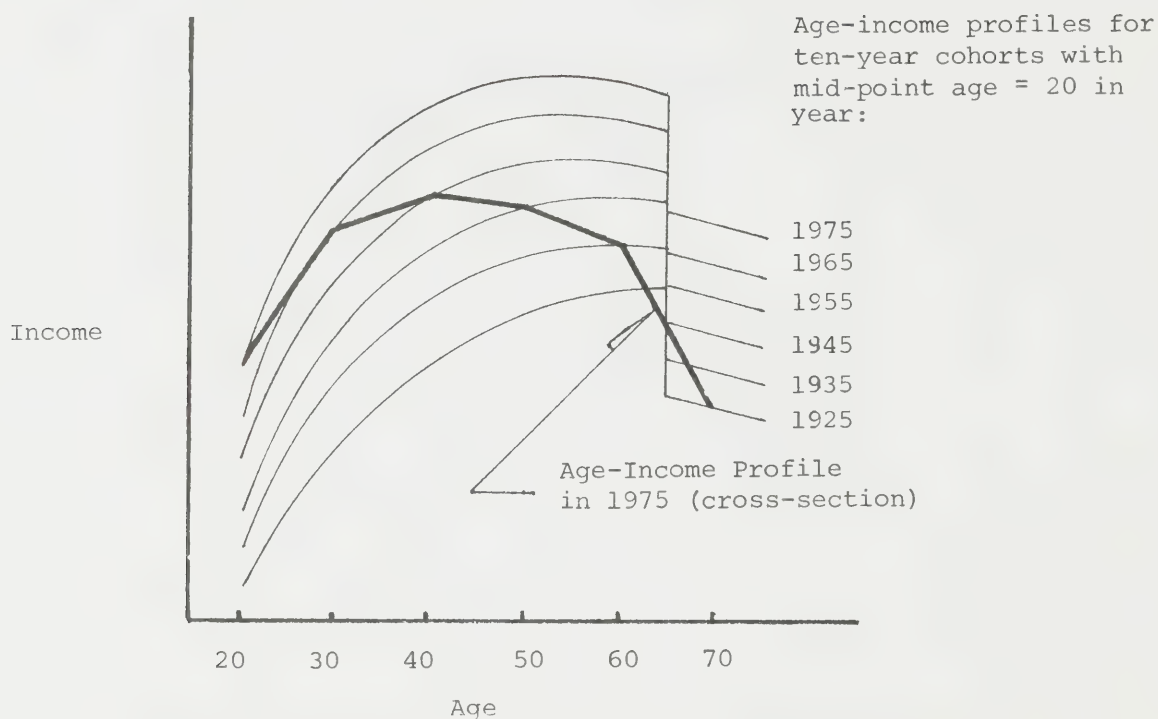
5.2.c. Secular Income Growth

The growth in real incomes over the long term creates disparities between the incomes of different age cohorts whether measured on a single-year or lifetime income basis. Figure 5.3 represents the effects of economic growth by means of the shifting upward over time of the average age-income profiles of different cohorts.² It also demonstrates how the age-income pattern observed from cross-section data disguises the effects of this income growth.

-
2. The age-income profile for a cohort is curved rather than straight-line as in Figure 5.1. This is because the curve represents the average profile for a cohort; thus, the income levels for the under-25 and over-45 age groups are relatively low reflecting the portions of the cohorts outside the labour force. To explain the curves explicitly, the lowest income at age 20 represents the average income of individuals (or family units) who were in the age group 15-24 in 1925; the highest income point at age 20 represents the average income of those 15-24 in 1975.

FIGURE 5.3

ECONOMIC GROWTH AND THE AGE-INCOME PROFILE



The cross-section of income by age shows the 30-year-old (in 1975) as relatively poorer than the 40-year-old, whereas the age-income profiles by cohort show that the 30-year-old will have a higher income at each age in his lifetime than the average individual in any of the earlier cohorts at the corresponding age. Nor are these differences in lifetime incomes between cohorts small in size. Judging from Survey of Consumer Finance data for economic family units, the age-income profile, expressed in constant dollars, shifted upward by about 35% between 1951 and 1961 and by about 45% between 1961 and 1971.

Since the level of productivity of any cohort results from the knowledge developed and technical advances made by preceding generations, it is in good part inherited or unearned by that cohort. Whether or not this is the rationale, the principle of transferring income to preceding cohorts appears to be widely accepted if one judges by the proportion of government transfers and services which is

devoted to the elderly. The popularity of such transfers in most industrialized countries demonstrates the welfare significance of intergenerational inequality contrary to the opinions of some income distribution analysts, like M. Paglin, who dismiss all between-age group inequality as irrelevant (Paglin, 1975, p. 602). For a more sophisticated examination of questions related to intergenerational transfers (e.g., the role of government) see Wheldon (1975).

5.2.d. The Effects of Changing Age Structure

A change in age structure over time which increases the proportion of the total population in the age groups with the highest or lowest incomes will tend to raise overall inequality even if inequality in lifetime incomes is unaffected. Thus, there is a danger that a change in lifetime income inequality may be falsely inferred from a change in measured, cross-sectional inequality. On the other hand, a change in age structure may indirectly affect inequality in lifetime income by changing the income possibilities of particular age groups. For example, the recent rapid growth in the younger age groups has probably contributed to higher unemployment rates and lower wage rates for these groups in relation to the rest of the population. Moreover, the rapid growth in the supply of young, educated labour may have depressed wage rates, raised unemployment rates and encouraged earlier retirement among less educated workers in the 55-and-over age group. In affecting income possibilities in these ways, the changing age structure may have affected not only the normal age-income profile and income differences between cohorts but the level of inequality within age groups as well.

The foregoing concerns may be summarized as follows. If people choose certain life cycle income (and consumption) patterns by accepting low incomes while investing in education and on-the-job training and by again accepting relatively low incomes in retirement when family consumption needs are less, then it can be argued that the portion of inequality across age groups in a given year which corresponds to these chosen income patterns should not be interpreted as inequity nor be made the subject of corrective action by governments. The same is true of a component of inequality within age groups that arises because different people choose different life cycle income patterns. However, three reasons have been advanced to suggest that much of the inequality between age groups should not be treated as being of this nature. To begin with, some questions have been raised about the extent to which individual choice explains the typical age-consumption profile. Involuntary unemployment, involuntary retirement,

and wage-rate effects produced by age structure changes and fluctuations in general economic conditions alter the income prospects of some age groups more than others. Also, some doubt was raised about the degree to which saving and borrowing are effective in smoothing out the age-consumption profile given the imperfect nature of the capital market. Second, the degree of variation in age-group means was shown to be affected by differences in lifetime income profiles. Third, income differences between age groups were shown to be affected by intergenerational income differences. It may be argued that the income transfers across age groups voted by governments do not reflect an ignorance of chosen life cycle income patterns; rather they reflect recognition of limitations on the individual's control over these patterns or they reflect society's desire to lessen intergenerational income differences.

These observations are not meant to imply that little interest should be attached to the measurement of inequality on a lifetime income basis. Such a measure would provide a useful complement to existing descriptions of the annual or cross-sectional income distribution. It would be of considerable interest also to observe changes in such a measure over time. The big problem with the lifetime income inequality concept, of course, is the difficulty in obtaining the data necessary to implement it. Most examples of distribution analysis which employ lifetime income concepts are either largely theoretical or are developed from longitudinal simulation, whereby a representative population sample is "aged" a year at a time with changes in family organization, employment status, income, etc., being assigned according to a probability model combined with assumptions regarding developments at the aggregate level.³

In the absence of any firm estimate of the level of lifetime income inequality, some observations about its probable level may be useful. First, a distinction should

-
3. For a good example of the former type see Blinder (1974). He takes as given the wage rates facing a synthetic sample of individuals, assumes that they all choose time patterns and intensities of work and leisure, savings and consumption according to their tastes, and so generates lifetime and single-year income distributions. He examines such questions as the effect of the correlation of high-wage rates with relatively strong tastes for consumption or leisure, etc.

Examples of the latter are found in Liljefors (1973) and Dobell and Cohen (1975).

be made between lifetime income inequality within a cohort and in a population of several cohorts. The substantial differences in lifetime incomes between successive cohorts (as shown in Figure 5.3) will cause inequality in the latter case to be much greater than in the former. Also, the lower the levels of "within-cohort" inequality in lifetime incomes the greater will be the difference between the level of inequality within any cohort and that in the total population. Now consider the level of lifetime income inequality within a cohort. If the income ranking of the family units in a cohort were to remain unchanged over the lifetime of the cohort, the cohort's lifetime income inequality could be expected to be some sort of average of the inequality within different age groups at a point in time. (For economic family units in 1971, the Gini varied from 0.306 to 0.459 for different ten-year age groups.) However, to the extent that the income ranking of family units fluctuates over the life cycle, the level of inequality in lifetime incomes will be correspondingly reduced from this level. These observations suggest that, for any cohort, inequality in lifetime incomes will be lower than inequality measured for the total population for a single year; on the other hand, lifetime income inequality for a population of several cohorts may well be higher than single year income inequality.

As alternatives to attempting to simulate a lifetime income distribution, simpler methods have been employed to investigate life cycle effects. One that has received widespread attention is the construction by Paglin aimed at correcting the Gini Coefficient for "intra-family" income variation. His construction involves estimating an "Age-Gini" (i.e., the Gini calculated on the assumption that all individuals in any age group have the mean income of that age group) and then obtaining a corrected "Paglin Gini" by simply subtracting the Age-Gini from the standard Gini. Since the Age-Gini measures inequality due to differences among the mean incomes of different age groups, Paglin asserts that his "Paglin Gini" measures "inter-family" inequality or inequality as corrected to exclude age-related income differences. He further asserts that this Paglin Gini provides a relevant measure for welfare comparisons on a lifetime income basis and shows both that it is much lower than the standard Gini (0.239 vs. 0.359 for the United States for 1972) and that it has been declining over time.

Based on the observations earlier in this section and the examination of the Gini Coefficient in Section 2, it can be concluded that Paglin is wrong or misguided on at least three counts. To begin with, he takes no account of differences in lifetime income patterns among individuals. Second, in his normative statements, he rejects any concern by society with intergenerational income inequality. His

most basic mistake, however, is that in subtracting the Age-Gini from the standard Gini he produces a measure which, in a mathematical sense, is simply not what he represents it to be. It does not give the value that the Gini would take if each age group had the same mean income. As reported in Section 2, the Gini Coefficient is not decomposable into between-group and within-group inequality except when there is no overlap in the incomes of the population sub-groups, a condition not met by age groups.

One valid way to remove the effects of a variable upon the Gini is by "standardizing" the population. In this case, the income of each family unit in the population is multiplied by the ratio of the overall income mean to the family's age-group mean. This produces a distribution with the same within-age group inequality as before but zero between-age group inequality since the new age-group means are equal. When this was done for the population of economic family units in Canada in 1973, the Gini Coefficient was reduced by about 5% from 0.386 to 0.365. In contrast, the value of the Paglin Gini, purported to measure the same within-age group inequality, and calculated on the same data, was 0.236, lower by 39% than the standard Gini. Another demonstration of the invalidity of Paglin's measure may be obtained by consulting p. 117 of Love and Wolfson (1976) where Gini Coefficients for individual age groups of economic family units for 1971 are shown. They range from 0.306 to 0.459, so it is obvious that no "weighted average" of within-age group inequality could be anywhere close to 0.236.

In terms of life cycle effects, a more interesting set of questions concerns the effects on inequality of changes over time in within-age group (or cohort) inequality, the age structure, and the age-income profile. While it may not be possible to identify original causes from such an exercise, one can see what trends have occurred and how they have contributed to the trend in overall inequality. A set of Gini Coefficients computed from standardized populations are presented in Table 5.1 for the years 1965 and 1973. The method was to alter the 1973 distribution to make it correspond to the 1965 distribution with respect to one factor at a time. Thus, Line 1 shows the 1973 Gini while Line 2 shows the Gini that would have been calculated for 1973 had within-cohort inequality been at its 1965 level while the age structure and age-income profile were at their 1973 levels.

The Table shows that the Gini increased by 0.014 between 1965 and 1973 and that each of the three factors contributed to it. The greatest contribution to increased inequality came from changes in the relative income means of

TABLE 5.1

LIFE CYCLE EFFECTS ON INEQUALITY: 1965 - 1973

	<u>Within-Cohort Inequality</u>	<u>Age Structure</u>	<u>Age-Income Profile</u>	<u>Gini</u>	<u>Change from 1973</u>
1.	1973	1973	1973	.386	0
2.	<u>1965</u>	1973	1973	.382	-.004
3.	1973	<u>1965</u>	1973	.380	-.006
4.	1973	1973	<u>1965</u>	.379	-.007
5.	<u>1965</u>	<u>1965</u>	<u>1965</u>	.372	-.014

Source: Statistics Canada, Income Distributions, Incomes of Non-Farm Families and Individuals in Canada, Selected Years 1951-65 (Catalogue 13-529) and Income Distributions by Size in Canada, 1973 (Catalogue 13-207). Calculations by National Health and Welfare.

various age groups. Changes in within-cohort inequality also contributed to increased inequality, a finding which again contradicts Paglin's results. Regarding the causes of these trends and resultant inequality effects, it has been suggested above that a change in the age structure increasing the proportion of young age groups in the adult population, by producing an excess supply of some types of labour, could be expected to lead to changes in within-cohort inequality and the age-income profile both of which would further contribute to increased inequality. The evidence of Table 5.1 supports this hypothesis.

6. THE DEFINITION OF INCOME

Most welfare comparisons and inequality calculations are based on pre-tax family money income estimates obtained from household surveys. These income estimates are subject to the sampling and response errors inherent in all surveys. In Statistics Canada's Survey of Consumer Finances (SCF), these are most evident in the substantial underreporting of some income components as judged by comparison with corresponding National Accounts aggregates. In addition, family money income is a narrow income concept which may be a misleading indicator of the economic position of one family relative to another. Thus, even if A and B have the same money incomes, most people would consider their living standards to be different when:

- B pays rent while A fully owns his own home;
- A faces relatively low prices for most goods because he lives in a province with low sales taxes (or, perhaps, because he lives in a rural area);
- A, but not B, has a large holding of financial wealth which he can draw upon if need be, or A has greater pension rights than B and so may be able to consume a larger part of his current income;
- A works shorter hours than B, or has a less arduous or less dangerous job.

To make comparisons which would respect the welfare differences in all the situations outlined above would imply some far-reaching changes in the definition of income. Not only income-in-kind but the intangible benefits derived from healthy and congenial working conditions should be counted as "income"; moreover, differences in wealth as well as income should be taken into account. The concept of "income" which would emerge from these adjustments clearly encompasses more than do normal income definitions.

The first part of this section explores these concepts in somewhat more detail, starting with the income definitions used in the National Accounts and in fiscal incidence studies. The second part provides some tentative estimates of the effect on measured income inequality of some of the suggested adjustments, including the corrections for underreporting in the SCF. This broadening of the income definition is meant only to serve as an illustration since some important adjustments are omitted, since questions remain about the correct size of the income adjustments, including those for underreporting, and since the distributional effects of some of the adjustments made are estimated on the basis of quite tenuous assumptions.

6.1 CONCEPTS OF INCOME, WEALTH AND WELFARE

The classic definition of income is that given by H.C. Simons (1938, p. 50; reprinted in Houghton, 1970, p.39):

"Personal income may be defined as the algebraic sum of (a) the market value of rights exercised in consumption and (b) the change in the value of the store of property rights between the beginning and end of the period in question. In other words, it is merely the result obtained by adding consumption during the period to 'wealth' at the end of the period and then subtracting 'wealth' at the beginning."

This definition can be summarized in the phrases "increase in command over resources" or "increase in wealth". Several features of the definition are worth noting. First, it does not indicate the current level of material welfare in the sense of actual consumption during the period. Rather, it defines the "potential" level of consumption that can be attained with no reduction in the consumer's stock of wealth. Second, it draws no distinction between money income and income-in-kind. Third, it includes capital gains or the appreciation in value of assets. Whether or not the gains are "realized" by sale of the assets is not important. Fourth, the definition has different implications when applied at the individual and national levels. For instance, pension benefits paid by trustee pension plans are income to the individuals who receive them but at the aggregate level they are transfers among "persons" which cancel out. The differences between this income definition and family money income suggest some possible adjustments to the latter concept. On the other hand, any adjustment of the income concept to take differences in wealth holdings into account would go beyond this definition. The definition of Personal Income in the National Income and Expenditure Accounts¹ is generally consistent with the Simons definition (except that capital gains are ignored) so estimates of Personal Income components may be used as a basis for some adjustments to family money income.²

1. Statistics Canada, National Income and Expenditure Accounts, vol. I, Annual Estimates, 1926-1974 (Catalogue 13-531); vol. III, Definitions-Concepts-Sources-Methods (Catalogue 13-549E).

2. The Simons definition can be applied only up to a point; for example, as there is no consensus on what the volume and market value are of most items of household production (e.g., cooking and cleaning) the value of these services is presently excluded from personal income.

In studies of the distributional effects of government taxes and expenditures, the concepts of "broad income" and "adjusted broad income" are defined. See, for example, Gillespie (1966, 1976), Maslove (1973), Pechman and Okner (1974), and Dodge (1975). Broad income refers to personal income as it would be in the absence of all government taxes and expenditures. Adjusted broad income is the same income after taxes and government expenditures are taken into account. The broad income concept (apart from its exclusion of government transfers to persons) is generally faithful to the Simons definition when applied at a national level. It differs from Personal Income in the National Accounts mainly by including income earned but not distributed to persons (e.g., corporate retained earnings). The distributional effects of indirect taxes and government expenditures are assessed in these studies by first estimating their effects on the prices of various commodities and then distributing the price effects over individuals according to their particular consumption patterns. Thus, the concept of income implicit in these studies is one of "real" income after correction for price variation; however, since the studies seek to measure the effects of government activities rather than simply make welfare comparisons, only price variation due to government activity is taken into account. (For example, a price change resulting from an increase in sales taxes is relevant to these studies but urban-rural price differences are not.)

The precise questions to be addressed in any income distribution study will thus condition the choice and application of the income concept. The following paragraphs outline some adjustments that could be made to family money income with the purpose of providing a better comparison of welfare levels between families.

6.1.a. Income-in-Kind.

Several components of current income which are not reflected in family money income are listed and elaborated upon below.

Imputed Rent. A homeowner receives an income from the equity he holds in his property. This income can be thought of as a reduction in his shelter costs from what they would be if he rented his home or as an alternative to the money income he could obtain by selling his property and investing the net proceeds in stocks or bonds or other assets. Since the incomes derived from financial assets are included in family income, internal consistency demands that the incomes derived from physical assets be included as well. In principle, this should apply to the incomes derived from owning automobiles and other consumer durables but these adjustments probably would be of minor consequence.

Imputed Interest. Banks and related financial institutions provide services to depositors for which they make no direct charge, recovering the cost of these services instead in the spread between their loan and deposit rates of interest. If direct charges were made for these services, interest rates on deposits would also be raised and the investment income component of family money income would be increased. (Of course, each family's expenditure on banking services would be increased by a like amount.)

Food and Fuel Consumed on Farms. This refers to production for which no cash income is obtained, including the value of any increase in farm inventories.

Food, Lodging and Clothing Provided by Employers. This imputation applies to employees in logging and construction camps, in hotels, on ranches and ships, etc., but is dominated by income-in-kind provided to members of the armed forces. Since armed forces families are mostly excluded from the population covered by the Survey of Consumer Finances, no adjustment is made for this income item in Section 6.2.

Supplementary Labour Income. An important component of income not reflected in reported money incomes is the contribution of employers to employee welfare plans, Workmen's Compensation, Unemployment Insurance, the Canada and Quebec Pension Plans, and company and union pension plans. Note that the latter two items concern income realized in the future. Also, since the contributions to government plans are considered as direct taxes, they are deducted from income when post-tax income is estimated.

The above five income items are all included in Personal Income in the National Accounts; adjustments are made in respect of four of them in Section 6.2.

In-Kind Government Transfers. Family money income does not include some important in-kind transfers such as medical care services. The value of these services is included in government current expenditure but is not reflected in family incomes or consumption expenditures. In the fiscal incidence studies of Gillespie, Dodge, and others, the benefits (measured by the levels of expenditures) of all government expenditures are distributed over the population and thus assumed to contribute to family real incomes. For example, government expenditure on highways is distributed across family income classes in accordance with family expenditures both on motor vehicle operation and transportable goods. (For illustration see Dodge, 1975, Table 2.)

An intermediate approach to the treatment of in-kind government transfers would be to adjust income to include not all government expenditures but only those which have explicit redistributive intent. These would include the free drugs and dental care provided to some welfare recipients and the subsidized portions of goods and services such as day care, legal aid, post-secondary education and public housing. They could also include some large universal programs such as medical and hospital care and primary and secondary education. Proper adjustment for these expenditures would satisfy the criticism that evidence on the trend in income inequality is misleading, since it ignores increases in consumption of publicly provided services (e.g., medicare) which may be concentrated among low-income families. On the other hand, the adjustment of income to reflect some but not all government expenditures could be criticized on the grounds that other expenditures not considered might also have significant distributive effects (e.g., government expenditures related to air travel).

There is considerable uncertainty about the distributional effects of these expenditures. Consider insured medical services, for example. The simplest assumption is that these services are distributed across families in accordance with family size. Another possible assumption is that benefits to low-income families are above average because of the links between age, low income and poor health. However, the limited information available points in the opposite direction. The preliminary results of a study of Ontario Hospital Insurance Plan records for 1974-5 indicate that the average medical benefits for families with income above \$14,000 was 60% higher than the average for families with incomes less than \$8,000. (Study by P. Manga for the Ontario Economic Council; some results reported in Reuber, 1976.) Similarly, a study of the distribution of medicare benefits among the eligible over-65 population in the U.S. found that the average benefits paid to persons with family income over \$15,000 were more than twice as high as benefits paid to those with incomes under \$5,000 (Davis, 1976). Thus, there is some evidence that while the poor may "need" more medical care, higher income families may actually obtain more or higher priced care. If so, medicare is a less redistributive program than is commonly assumed.

Because of the inadequate information regarding the size and distribution of benefits from these programs, no income adjustments are made for them in Section 6.2. However, further research into these effects clearly would be worthwhile.

6.1.b. Direct Taxes

A simpler adjustment to the income definition is obtained by subtracting direct taxes paid. Apart from income taxes, direct taxes include estate duties, payroll taxes such as contributions to UI, CPP and QPP and Workmen's Compensation, and premiums levied for public hospital and medical insurance plans. If employer contributions are included in income (as part of Supplementary Labour Income) they should also be included in direct taxes.

6.1.c. Prices

If two individuals have equal incomes available for current consumption but live in provinces with different sales tax rates, they may face different sets of prices and so enjoy different levels of real income. Thus, adjusting incomes to account for direct taxes alone will not permit a proper estimate of the effect of taxation on the income distribution. If the object of adjusting incomes is to permit a comparison of real income levels (rather than to estimate the incidence of taxation) then variation in price levels resulting from other causes than taxation also should be taken into account. One example would be price variation between urban and rural areas. Since no regional inequality estimates are considered here, no attempt is made to adjust incomes for price differences.

6.1.d. Other Non-Pecuniary Income

This component of real income covers a wide variety of benefits and costs associated with the conditions under which an income is received. For example, the hours worked to obtain a given money income determine the amount of leisure time available in which to enjoy it; a post-tax family income of, say, \$12,000 may be earned by a single earner in one family but require the full-time employment of husband and wife in another. Working conditions also provide benefits or impose costs which, in choosing jobs, individuals balance against differences in money incomes. These can range over pleasant physical working conditions, intellectually stimulating work, and travel opportunities on the positive side to physical discomfort, and the risk of accidents or industrial illness on the negative side. Non-pecuniary advantages may also include attributes of location (rural, urban, close to family, etc.).

Adjustments for such non-pecuniary benefits and costs are virtually never made in income distribution studies because they are very difficult to quantify and because their valuation is inherently subjective. Different people place different values on leisure time, freedom from risk of

injury, and country versus city living. Nevertheless, it is well known that money income is only one factor that people consider in searching for jobs and sometimes not the most important. It is also evident that conditions of work vary enormously in Canada as elsewhere. The neglect of these non-pecuniary components of welfare in income distribution studies has the same effect as would the assumption that these real income items are distributed over families in proportion to family money income. This implicit assumption surely deserves careful scrutiny in any serious study of the distribution of individual welfare.

6.1.e. Current Wealth and Future Income

Consideration of the final category of adjustment to the income definition is motivated by the observation that a person's level of material welfare depends upon more than his current income. An individual who owns financial assets (not balanced by debts) can draw upon them to finance current consumption if he finds his current income inadequate. Again, the security provided by expected future income flows may permit an individual to increase his present consumption by borrowing more or saving less. In short, an individual with wealth holdings or rights to income in the future is in a better economic position than one without wealth if they have the same current incomes.

The formal equivalence between a current level of wealth and a stream of future income is shown in the definition of the "present value" (PV) of an asset as the sum of all future incomes (y_t) from the asset discounted by the rate of interest (r).

$$\text{Thus, } PV = y_0 + \frac{y_1}{(1+r)} + \frac{y_2}{(1+r)^2} + \dots + \frac{y_N}{(1+r)^N}$$

where N is the life of the asset. The market price of an asset, whether it be a home or a share of common stock, will reflect the judgement of buyers and sellers regarding the future income it will generate.

The value of a current wealth holding can be converted into an "annuity-equivalent income" (y_p) that satisfies

$$PV = y_p + \frac{y_p}{(1+r)} + \frac{y_p}{(1+r)^2} + \dots + \frac{y_p}{(1+r)^T}$$

where T is the remaining life expectancy of the wealth owner. This concept has been used to adjust current incomes to account for wealth by B. Weisbrod and W. L. Hansen (1968). A similar adjustment has been applied to Canadian data by Wolfson (1975b).

Holdings of wealth or rights to future income can take many forms. Financial asset holdings are the most obvious example but physical assets such as land, houses, automobiles and other consumer durables which yield future as well as current services are also important. In fact, the 1970 asset-debt supplement to the Survey of Consumer Finances (Statistics Canada, Catalogue 13-547) showed that the value of homes accounted for 57% of assets compared with 28% for all financial assets. A final category of wealth holdings, which is often ignored though it is important, is rights to future income, such as accrued pension rights (which may depend more on the pension formula than the history of contributions), or rights to government transfers such as Old Age Security (OAS), the Canada and Quebec Pension Plans and the Guaranteed Income Supplement (GIS). In the case of GIS, the right to future income is conditional upon the family's future income from other sources. Nevertheless, the introduction and upgrading of OAS, GIS and similar plans has improved the future income expectations of all families, especially those with low incomes, and thus constitutes an increase in their wealth. In Section 6.2, no adjustments are made that would convert the income comparison to a wealth comparison except for the addition of Supplementary Labour Income which includes employer contributions to government and company pension plans. The main effect of adding an adjustment to income for the annuity equivalent value of wealth would appear to be an improvement in the relative income position of older families and thus a reduction in inequality. (See Wolfson (1975b). The concept of wealth employed was "net worth" or total assets less total liabilities but the assets did not include the present value of pension rights.)

6.2 ILLUSTRATION OF THE EFFECT ON INEQUALITY OF SOME ADJUSTMENTS TO FAMILY INCOME

In Canada, there are three basic sources of annual personal income data: the Survey of Consumer Finances (SCF), sample information drawn from income tax returns, and the National Income and Expenditure Accounts. The decennial Census provides income information, for Census years, using the same income concept as the SCF. Among the three annual data sources, only the SCF provides information on a family unit basis and without important gaps in coverage (i.e., non-tax filers) that would bias an estimate of income inequality. (The National Accounts do not, of course, provide any disaggregation across individuals or families.) However, the SCF provides data only on current money incomes and, within this income concept, is subject to limitations arising from the serious underreporting of some income items. Therefore, a detailed and comprehensive examination of the distribution of income over family units

should start with SCF data and then correct and augment them using information from the other two data sources and perhaps from other sources as well. Ideally, these corrections or imputations would be made on a "micro" or family-by-family basis taking into account all the available information regarding the distribution of the adjustment item over income groups, age groups, family sizes and types, etc. Providing income inequality estimates in this manner is beyond the scope of this report but the information provided in the rest of this section is aimed at illustrating the main steps of such a method and suggesting in rough terms the likely results.

6.2.a. Outline of the Adjustments Made

For all economic family units for 1973, the SCF total money income estimate is \$76.3 billion. The National Accounts estimate of total Personal Income in 1973 is \$95.5 billion. Statistics Canada has prepared a reconciliation of the SCF and National Accounts estimates of Personal Income. While this reconciliation provides the best information currently available regarding the extent of underreporting in the SCF, two points should be kept in mind. First, the reconciliation is not complete. There is no correction, for example, for the Canadian incomes of families leaving the country in mid-year. These incomes are included in National Accounts aggregates but not in the SCF. Second, the income component estimates in the National Accounts are themselves subject to significant error as demonstrated by the substantial revisions which are made to them from time to time. The reconciliation has been used to identify the contribution of population coverage, underreporting, and definitional differences to the differences between these estimates.³

Population Coverage. The SCF tabulations exclude all persons who were resident in the Yukon and Northwest Territories plus all individuals resident in institutions (e.g., prisons, hospitals, orphanages, homes for the aged), on Indian reserves or in military camps, plus all other families whose major source of income was military pay. This represents an exclusion of about 3% of the population. The corresponding income excluded is of the order of \$1,650 million, counting the exclusion of military pay and the other income of military families. Since the average income

3. Both the SCF and National Accounts estimates have been revised since the reconciliation was prepared. No attempt is made here to adjust the reconciliation figures.

of the excluded families is below the Canadian average, the inclusion of these families would increase the estimate of inequality. No adjustment for the excluded population is made here.

Underreporting. Total income in the SCF is underreported by about 7.7% relative to National Accounts estimates after the latter are adjusted so that the population and definitions are comparable to those in the SCF. Five income components in the SCF, however, account for nearly all the underreporting. They are: self-employment income (underreported by 34%), investment income (37%), Unemployment Insurance benefits (35%), Social Assistance (47%) and other government transfers (59%). Also, income taxes are underreported by about 13%. Adjustments are made to SCF income distribution estimates to correct for the underreporting of these components. The aggregate amounts of the adjustments are displayed in Table 6.1. The assumptions made regarding the distribution of the underreported amounts are described below for each item, and the percentage distributions of the underreported amounts are recorded in Appendix Table B.1.

Note that these adjustments are meant merely to give an idea of the possible effects of underreporting on inequality estimates. As mentioned above, the SCF-National Accounts reconciliation is only approximate, the National Accounts income aggregates are also estimates which may be in error, and the assumptions used to distribute the underreported amounts by income class are necessarily crude.

Definitional Adjustments. The components of Personal Income in the National Accounts differ from the SCF income components in several respects. Two items are included in the SCF, but not in Personal Income; they are pension benefits (because they are transferred from trust and insurance funds which are personal sector institutions) and "other money income" including annuities, scholarships, alimony, etc. On the other hand, the investment income of trusteed pension plans, insurance companies, charities, etc., and government grants to research and post-secondary institutions are personal income components which do not accrue to families and so are excluded from the SCF. No adjustment of SCF incomes is required in respect of these income differences. The other difference between Personal Income and SCF family money income is that the former concept includes several items of imputed or non-money income. These include imputed rent on owner-occupied homes, imputed interest, the value of farm products consumed on the farm plus the value of farm products inventory change, Supplementary Labour Income, and some smaller items such as a transfer from the business sector in the form of bad debts. Adjustments are made for the four larger items as indicated in Table 6.1.

Direct Taxes. Income taxes paid are reported in the SCF but other direct taxes are not. These include estate duties, payroll taxes (including contributions to Unemployment Insurance, Workmen's Compensation and the Canada and Quebec Pension Plans), and provincial hospital and medical insurance premiums. The adjustment for payroll taxes includes both the employee's and the employer's share since the latter is added to family income as part of Supplementary Labour Income. The adjustments for direct taxes conclude Table 6.1.

TABLE 6.1

AGGREGATE VALUES OF ADJUSTMENTS TO FAMILY INCOME (\$ million)

A.	Family Money Income, SCF (all economic family units, 1973)	76,309
----	---	--------

PLUS: Adjustments for Underreporting

1.	Self-employment income	2,450
2.	Investment income	1,950
3.	Unemployment Insurance benefits	686
4.	Social Assistance	555
5.	Other government transfers	629

B.	Corrected Family Money Income	82,579
----	-------------------------------	--------

PLUS: Non-Money Income

6.	Imputed rent	5,906
7.	Imputed interest	900
8.	Farm products: food, fuel and inventory change	783
9.	Supplementary Labour Income	4,212

C.	Adjusted Family Income	94,380
----	------------------------	--------

LESS: Direct Taxes

10.	Income and estate taxes	-13,513
11.	Payroll Taxes (UI, WC, CPP/QPP)	- 2,652
12.	Hospital/medical premiums	- 679

D.	Post-Tax Adjusted Family Income	77,536
----	---------------------------------	--------

Sources: detailed in following paragraphs.

6.2.b. Level and Distribution of Adjustment Items

It must be emphasized that the estimate of the effect on inequality of these various adjustments to family income is meant only as an illustration. One reason for this is that the choice of adjustment items is contentious and the results of applying an incomplete list of adjustments may be misleading. Another reason is that the distribution of some of the adjustment items over income classes is highly uncertain. In a few cases, there is really not enough information at present to determine whether the adjustment should raise or lower the level of inequality.

The general method of simulating the income adjustments is as follows. First, a distribution of the total dollar amount of the income adjustment over the eighteen income classes in Appendix Table B.1 was obtained. The source and method of obtaining this distribution differed for each adjustment item. Second, these total dollar amounts were added to the existing income totals in the eighteen income classes. Using the adjusted income totals, new class means were calculated and these were used, together with the (unchanged) population frequencies to estimate post-adjustment Gini Coefficients and quintile shares.

An alternative method would have been to make all the adjustments on a "micro" basis by adjusting the incomes of individual family units in the SCF sample (as recorded on the public use tape). This method is a preferable one since it provides a more detailed distribution of the adjustments (e.g., by age group, family size, etc.). By the same token, it requires considerably more elaborate assumptions regarding the distribution of the income adjustments among family units in the population.

The assumptions made in distributing individual adjustments are outlined below.

(1) Self-employment Income. The aggregate values for this adjustment along with items (2), (3), (4), (5), (7), and (8) were obtained from the reconciliation of SCF and National Account aggregates which is issued as part of the documentation of the SCF public use tape. The underreported amount of self-employment income was distributed over income classes in proportion to the amounts reported in the SCF.

(2) Investment Income. The underreported amounts were again distributed in proportion to the amounts reported in the SCF.

(3) Unemployment Insurance Benefits. Some comparisons have been made between the distribution of benefits reported by individuals in the SCF and the corresponding distribution derived from UIC files. These show that, while the number of beneficiaries is substantially underestimated in the SCF, the estimate of average benefits per individual is roughly correct. The underreported amount was therefore distributed to families not reporting UI benefits in such a way as to leave the average level of benefits per recipient family unchanged. This method of distributing the additional UI benefits may over-emphasize their distributional effect by underestimating the proportion of beneficiaries who are secondary earners in relatively high-income families.

(4) Social Assistance. Estimates of numbers of Social Assistance cases by province indicate again that the number of beneficiary families is significantly understated (by 30%), although here the average benefit per family was also underestimated (by 25%). Two explanations of the underestimation of beneficiary families have been suggested. The first is non-reporting of benefits by survey respondents as assumed in the case of Unemployment Insurance. This is the assumption adopted in the estimates presented here; the additional benefits were distributed partly to families reporting Social Assistance benefits and partly to families not reporting them, so as to correct both for non-reporting by some beneficiary families and underreporting by other beneficiary families. The second suggested explanation is that Social Assistance families are overrepresented in the group of non-respondents to the survey. (25.7% of families in the survey sample could not be contacted or did not provide usable responses.) To adopt this explanation would be to assume that Social Assistance families are under-weighted in the SCF estimates and income inequality is underestimated accordingly. As shown in Table 6.2 below, the adjustment made for Social Assistance underreporting tends to reduce inequality; if instead an adjustment were made both to the weighting factors (to increase the number of Social Assistance families) and to the average benefits per family, the result of the adjustment would be to slightly increase inequality.

(5) Other Government Transfers. These include Manpower training allowances, Workmen's Compensation, scholarships, etc. The distribution of the underreporting was simply taken to be the same as the distribution of the reported amounts.

(6) Imputed Rent. The National Accounts estimate of imputed rent in 1973 was \$1,150 million. However, much higher estimates have been obtained based on the market value of homes and the extent of owner equity as reported

either in the 1970 asset-debt supplement to the SCF or the 1972 linkage of the SCF and the Household Facilities and Equipment Survey. See Wolfson (1975b), Fallis (1976) and Kapsalis (1976). The present estimate was obtained by taking 8% of the difference, market value of home less outstanding principle or mortgage balance, for families who own their homes. The source of data was the public use tape of the linkage of the 1972 SCF and the Household Facilities and Equipment Survey. The estimates by 1971 income groups were assigned to corresponding 1973 income groups with no adjustment for increases in home-ownership or market values between 1971 and 1973. The factor, 8%, is the assumed net rate of return on the equity in owner-occupied homes. The resulting aggregate imputation as shown in Table 6.1 is \$5,906 million, more than five times the National Accounts estimate.⁴

(7) Imputed Interest. This income item was distributed in proportion to investment income reported in the SCF.

(8) Farm Non-Money Income. This income amount was distributed in proportion to the income of families headed by persons reporting their occupation as farming. As some of these people will be farm employees, and as this occupational category also includes trapping, hunting and fishing, the distributional effect of this adjustment is probably overestimated.

(9) Supplementary Labour Income. The aggregate was obtained from unpublished National Accounts data. It was distributed in proportion to wage and salary income. The share of this component going to high-income groups may be underestimated. For example, high-income recipients are more likely to benefit from employer contributions to private pension plans than low-income recipients given the nature of vesting rules.

(10) Income and Estate Taxes. The National Accounts estimate of income taxes for 1973 is \$13,308 million. This amount was distributed in proportion to the taxes reported in the SCF; this corrects for the underreporting of taxes in the SCF. Estate taxes, estimated at \$205 million in the National Accounts were assigned to families with incomes over \$20,000.

4. It has been suggested that many older home-owners may earn low or negative rates of return on the equity in their homes since they are "locked-in" to houses which are too big for them, expensive to maintain and declining in value (Hollister, 1971). Adjustment for this hypothesis would lower the total value of imputed rent as well as its distributive effect.

(11) Payroll Taxes. The component amounts of these taxes as estimated in the National Accounts were: Unemployment Insurance contributions, \$903 million, Workmen's Compensation, \$444 million, Canada Pension Plan, \$939 million and Quebec Pension Plan, \$366 million. These amounts were distributed according to the contributions reported in the 1969 Family Expenditure Survey. The distribution for Workmen's Compensation was assumed to be the same as for Unemployment Insurance. The estimated amounts for 1969 income classes were assigned to corresponding 1973 income classes so as not to alter the distributional effects (i.e., so that the bottom, say, 30% of families by income paid the same proportion of taxes in 1973 as in 1969).

(12) Hospital and Medical Insurance Premiums. These are reported as Other Transfers to Government from Persons in the National Accounts and were distributed in accordance with the amounts reported in the 1969 Family Expenditure Survey as with payroll taxes.

6.2.c. Results

The effects of all these adjustments are reported in Table 6.2 which shows the quintile shares and Gini Coefficients which result after each successive adjustment is made. Thus, the Gini reported opposite adjustment (4) reflects the effects of adjustments (1) through (4).

The correction for underreported income is found to reduce the Gini by 2% from 0.390 to 0.382; the inclusion of non-money income reduces the Gini by 4.2% (of 0.382) to 0.366 and the deduction of direct taxes has the greatest effect, reducing the Gini by 8.2% to 0.336. The overall result of the adjustments is a reduction in the Gini Coefficient by 13.9%. Among the corrections for underreporting, those for Social Assistance and Other government transfers have the greatest effects on inequality, but these effects are not large. The total effect on inequality of including non-money income is found in the adjustment for imputed rent, the other adjustments cancelling each other. The inclusion of imputed rent reduces measured inequality mainly because it increases the income share of older families. Among direct taxes, the income and estate taxes reduce the Gini by 8.7% while the payroll taxes and hospital/medical premiums increase it by 0.6%.

The net effect of all the adjustments on quintile shares is to increase the shares of the three bottom quintiles by 1.9, 1.8 and 0.5 percentage points respectively and reduce the shares of the top two by 1.0 and 3.1 percentage points. Thus, the relative income declines are more concentrated among the highest earners than are the income increases among the lowest earners.

TABLE 6.2

ILLUSTRATION OF THE EFFECT OF INCOME ADJUSTMENTS ON INEQUALITY

Income Adjustments	Quintile Shares (%)					Gini
	1	2	3	4	5	
A. Family Money Income, SCF	3.9	10.8	17.6	25.2	42.5	0.390
PLUS: Adjustments for Underreporting						
1. Self-employment income	3.6	10.8	17.5	24.9	43.0	0.393
2. Investment income	3.9	10.8	17.4	24.7	43.1	0.394
3. Unemployment Insurance	3.9	10.9	17.5	24.7	42.9	0.391
4. Social Assistance	4.2	11.1	17.4	24.6	42.7	0.386
5. Other government transfers	4.3	11.2	17.4	24.5	42.5	0.382
(= B. Corrected Family Money Income)*						
PLUS: Non-Money Income						
6. Imputed rent	5.0	11.5	17.6	24.4	41.5	0.366
7. Imputed interest	5.0	11.6	17.5	24.4	41.5	0.367
8. Farm products	5.1	11.7	17.6	24.3	41.3	0.363
9. Supplementary Labour Income	4.9	11.6	17.6	24.5	41.4	0.366
(= C. Adjusted Family Income)						
LESS: Direct Taxes						
10. Income and estate taxes	5.7	12.7	18.2	24.4	39.0	0.334
11. Payroll taxes	5.8	12.6	18.1	24.2	39.3	0.335
12. Hospital/medical premiums	5.8	12.6	18.1	24.2	39.4	0.336
(= D. Post-Tax Adjusted Family Income)						

* The changes are cumulative so the distribution of B is the same as that of 5, C the same as 9, and D the same as 12.

Source: Statistics Canada, 1974 Survey of Consumer Finances microdata tape "Economic Families, 1973 Incomes". Calculations by National Health and Welfare.

Finally, it should be remarked that no estimates are provided of inequality after adjustment both for family size and for income definition changes. If these adjustments were applied together, they would each be found to contribute to a reduction in inequality but probably by less than when they are applied separately. For example, the effect of the inclusion of imputed rent would appear smaller if the relative incomes of elderly families had already been raised in the process of adjustment for family size.

7. CHANGES IN THE CANADIAN INCOME DISTRIBUTION

The previous sections have attempted to show how inequality estimates are affected by various changes in the way income and inequality are defined and measured. They have also attempted to show how inequality is related to poverty, to the different needs of families of various sizes and to the relative position of different age groups in the population. This section reviews the pattern of income inequality in Canada since 1951 and suggests how it might be related to changes in the age structure and other trends.

First, the pattern of changes in summary measures of inequality and poverty since 1951 is considered; then a profile of the characteristics of families at different locations in the distribution is developed and some changes in the profile over time observed; next, some trends which underly these profile changes are considered and their probable effects on the level of inequality suggested; finally, some tentative suggestions are made concerning how changes in the definition of family income might alter our impression of inequality trends over the period.

7.1 CHANGES IN INCOME INEQUALITY AND THE EXTENT OF POVERTY

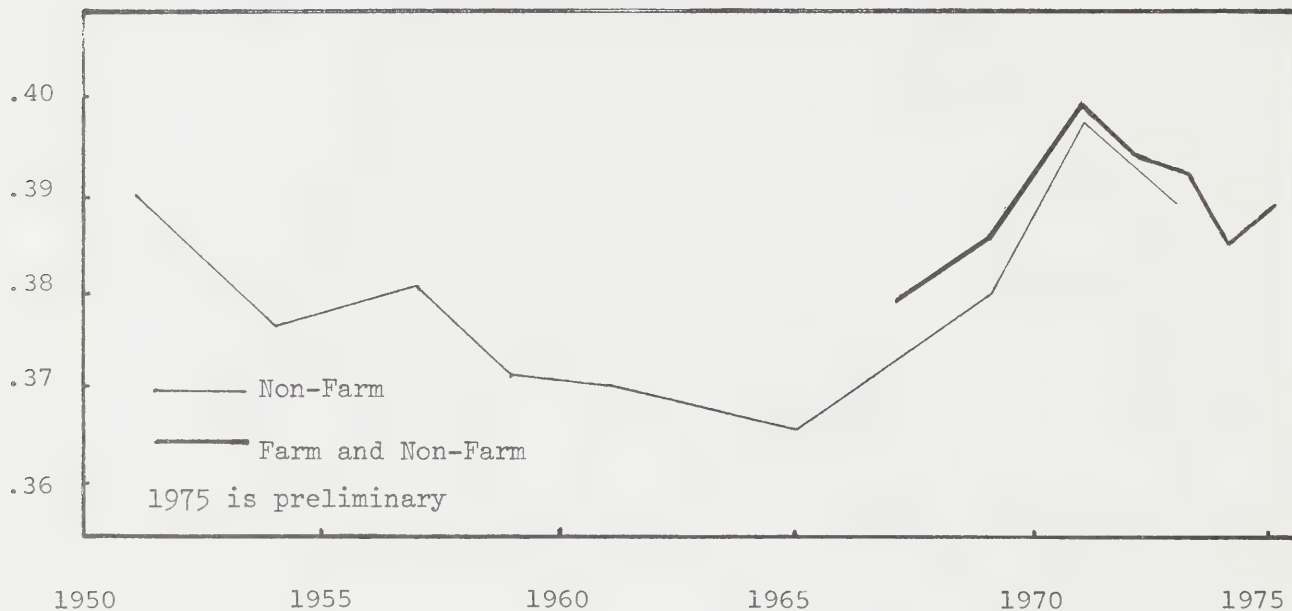
7.1.a. Changes in the Gini

Inequality in family money incomes has fluctuated to some extent since 1951 but shown no evidence of any trend. As Figure 7.1 illustrates the value of the Gini Coefficient was about the same in 1973 as in 1951, although it declined slightly during the 1950's and early 1960's, increased between 1965 and 1971 and has declined a little since then. The inclusion of farm families in the survey starting in 1965 appears to have had little effect.

The evidence provided by this time pattern with regard to the effect of the business cycle on inequality is conflicting. The year 1971 was a peak year for both the unemployment rate and the level of inequality; however, the Gini was relatively low in 1961, the previous peak year for unemployment. Furthermore, the Gini as estimated from preliminary data for 1975 remains lower than in 1971 or 1973 despite higher unemployment levels.

FIGURE 7.1

THE GINI COEFFICIENT FOR ALL ECONOMIC FAMILY UNITS IN
CANADA, 1951 - 1975



Source: Coefficients up to 1973 reported in Love and Wolfson, 1976, p.81. Coefficients for 1974 and 1975 estimated by National Health and Welfare from distributions published in Catalogues 13-207 (1974) and 13-206 (1975).

7.1.b. Changes in Quintile Shares

The long-term stability of the level of income inequality is also reflected in the small changes in quintile shares between 1951 and 1973, shown in Table 7.1. The share of the fourth quintile appears to have increased at the expense of the bottom three, although these small changes may be due simply to the inclusion of farm families in the latter year.

TABLE 7.1

QUINTILE SHARES AND GINI COEFFICIENTS
ALL ECONOMIC FAMILY UNITS, 1951 AND 1973

	Quintile Shares (%)					Gini
	1	2	3	4	5	
1951 (non-farm only)	4.4	11.2	18.3	23.3	42.8	0.390
1973	3.9	10.7	17.6	25.1	42.7	0.392

Sources: Statistics Canada, Income Distributions, Incomes of Non-Farm Families and Individuals in Canada, Selected Years, 1951-65 (Catalogue 13-529), Income Distributions by Size in Canada, 1973 (Catalogue 13-207), Love and Wolfson (1976).

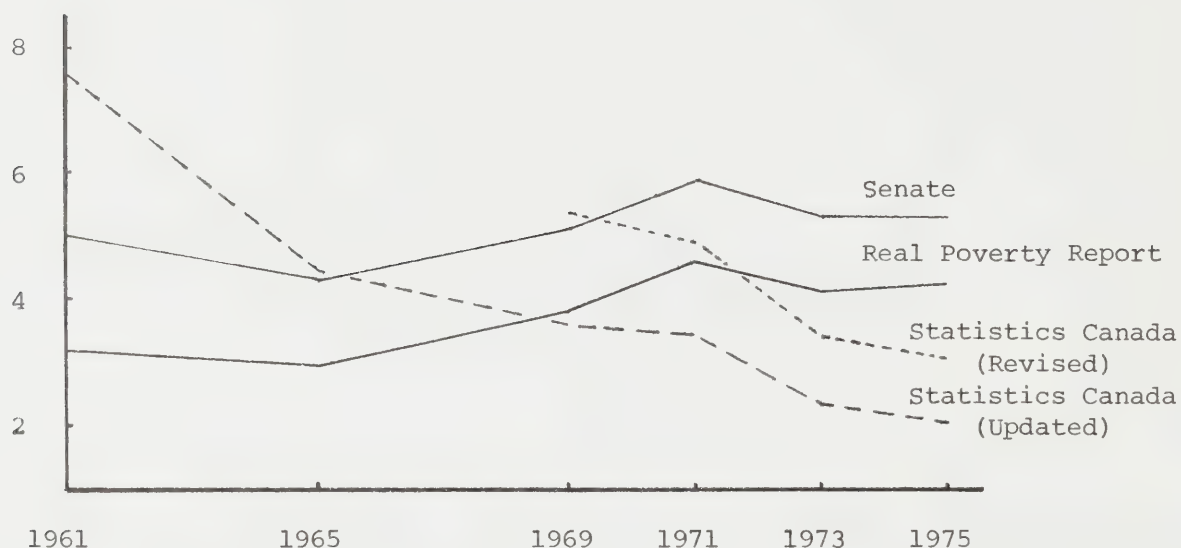
7.1.c. Changes in Poverty Gaps

In Section 3 it was remarked that absolute poverty declines as incomes grow over time while relative poverty only declines as a consequence of income redistribution. It is therefore of interest to estimate how the extent of absolute and relative poverty has changed over time and to see how these changes relate to changes in income inequality. Figure 7.2 below presents aggregate poverty gaps estimated according to four poverty lines for six years covering the period 1961 to 1975. The poverty gaps are obtained by estimating aggregate income shortfalls of low-income families from the four poverty lines and are expressed as percentages of total family income.¹ The poverty lines include two absolute poverty lines, the updated and revised low-income cutoffs developed by Statistics Canada, which are increased each year in line with the growth of the Consumer Price Index. The other two poverty lines are those proposed by the Senate Committee on Poverty and the authors of the Real Poverty Report; they are updated each year in proportion to the growth in average family income.

1. The poverty gaps were estimated from published income distributions for economic family units (Statistics Canada, Catalogues 13-529 and 13-207 (annual)) without correction for income under-reporting, etc. They are adequate for the purpose of comparing poverty trends but do not provide accurate estimates of the absolute level of poverty in any year. As would be expected, the poverty gap for economic family units is somewhat smaller than that for census family units estimated in Section 3.

FIGURE 7.2

POVERTY GAPS, 1961-1975
(Expressed as Percentages of Total Family Income)



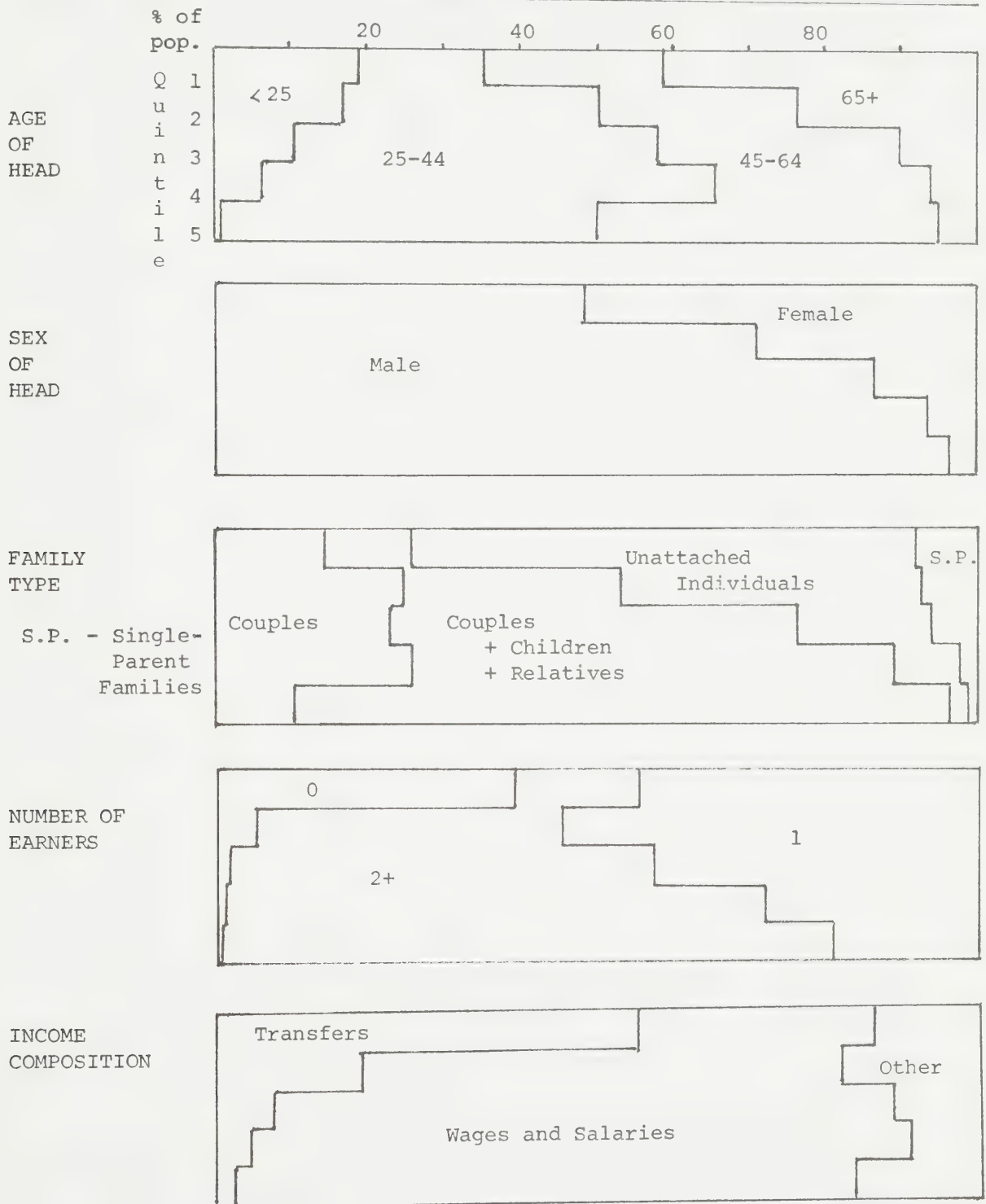
It is apparent from Figure 7.2 that poverty defined according to the absolute poverty lines has indeed declined dramatically since 1961 while relative poverty has not declined. It may also be observed that the fluctuations in the poverty gaps for the relative poverty lines correspond quite closely to the fluctuations in the Gini Coefficient. That is, they declined from 1961 to 1965, rose to a peak in 1971, declined slightly between 1971 and 1973 and changed little between 1973 and 1975. Thus the fluctuations in inequality over time appear to have involved fluctuations in the income share of family units below the poverty line.

7.2 PROFILE OF FAMILIES IN DIFFERENT QUINTILES

If the level of inequality has changed little, there have been substantial changes in the characteristics of the family units in the bottom and other quintiles. And there continue to be great differences in the characteristics of families in different quintiles. For 1973, Figure 7.3 provides a profile of family units in different quintiles according to the following characteristics: (a) age of head, (b) sex of head, (c) family type, (d) number of earners, and (e) composition of income. Some observations

FIGURE 7.3

PROFILE OF ECONOMIC FAMILY UNITS IN DIFFERENT QUINTILES, 1973



Source: Statistics Canada, 1974 Survey of Consumer Finances microdata tape "Economic Families, 1973 Incomes". Calculations by National Health and Welfare.

regarding this profile and how it has changed since 1951 are provided in the following paragraphs. The effect on the profile of adjusting incomes to reflect differences in family size is also investigated. The information upon which Figure 7.3 is based may be found in Table B.2 in Appendix B. Corresponding information on quintile characteristics for 1951 is provided in Table B.3.

Age of Head. Figure 7.3 shows that family units headed by the young (under 25) and the elderly (65 and over) account for close to 60% of bottom quintile families though they make up less than 30% of the total population. The main change in age structure since 1951 has been an increase in the share of young family units from 5.5% to 10.5% of the total; in the bottom quintile, the proportion of young family units has risen from 11% to 18%.

Sex of Head. In 1973, male-headed families represented 48% of families in the bottom quintile, 97% of those in the top quintile and close to 80% of family units in all quintiles together. The proportion of female-headed families in the population has risen by 5% since 1951 and this increase has been concentrated in the lower quintiles.

Family Type. Four family types are distinguished here: unattached individuals, couples (with no children or relatives living with them), couples with children and/or relatives, and single-parent families. A fifth family type, consisting of all other economic family unit arrangements (e.g., two brothers or an adult mother and daughter) and amounting to about 2% of the population is added into the couples with children group. Unattached individuals dominate the bottom quintile, accounting for 68% of bottom quintile family units but only 28% of the total population. Couples without children are concentrated to some degree in the middle-income quintiles (2,3, and 4) while most single-parent families are found in the bottom three quintiles and larger families with children and relatives dominate the top quintiles. Largely as a result of the shift in age structure toward younger age groups, unattached individuals have increased, since 1951, from 20% to 27% of the family unit population and from 56% to 68% of family units in the bottom quintile.

Number of Earners. The distribution within quintiles of family units by number of earners shown in Figure 7.3 relates only to families of size two or more. As would be expected, the Figure shows that zero-earner families are nearly all found in the bottom quintile, one-earner families are spread throughout all quintiles, but concentrated slightly in the bottom three, and two or more earner families dominate the top quintiles. What is more interesting is

the shifts that have taken place since 1951 in the relative importance of the three groups. Zero-earner families have increased slightly from 7% to 9% of all families but one-earner families have declined from 60% to 38% while multi-earner families have increased from 33% to 52% of all families. The growing importance of multi-earner families is a major change which reflects the continual rise in the labour force participation rates of women over the period. Within the population of unattached individuals, the proportion with no earnings rose from 27% to 37% over the period reflecting a shift in the age structure of the population of unattached individuals towards the youngest and oldest age groups.

Composition of Income. In Figure 7.3, three components of income are identified: wages and salaries, government transfer payments and an "Other" category which consists mainly of investment and self-employment income. In 1973, wages and salaries accounted for over 80% of income in the top three quintiles, about 60% in the second quintile and only about 30% in the bottom quintile. The category, other income, accounted for 13% of total income and was distributed fairly evenly across quintiles. Transfers from government accounted for about 8% of income overall, but more than 55% in the bottom quintile. Between 1951 and 1973, for the population as a whole, the share of transfers rose from 5% to 8% while the share of self-employment income (within the "Other" category) declined by a corresponding amount. Within the bottom quintile, the growth in transfers was much more dramatic, an increase from 30% to over 55% of income in the quintile. The growth in transfers as an income source in the bottom quintile corresponds to the increasing domination of that group of family units by unattached individuals without earnings.

The considerable importance of young and elderly unattached individuals without earnings in the bottom quintile raises again the question of the relevance of examining the distribution of income over family units of different ages and sizes and hence different income needs. The contribution of family-size variation to income inequality was examined in Section 3.1, where inequality was estimated after the adjustment of incomes by a family-size factor. To further examine this question, the profile of family units in different quintiles was derived for 1973 on the basis of family size-adjusted income and the results are provided in Appendix Table B.4. When these results are compared to those shown in Figure 7.3 and Table B.2, the differences are found to be less significant than might be anticipated. Not surprisingly, the main effect is an 18% decline in the importance of unattached individuals in the bottom quintile, from 68% to 50% and a corresponding rise in

the numbers of multi-person families (mainly couples with children and relatives). A related difference is that the proportion of young and elderly family units in the bottom quintile falls by 8%, while the proportion of families aged 25-44 rises. Finally, adjusting incomes for family size differences leads to a modest decline of 5% in the proportion of bottom quintile families with no earners.

7.3. SOME TRENDS AND THEIR EFFECTS ON INEQUALITY

The substantial change just noted in the profile of family units at various locations in the income distribution stands in contrast to the absence of change in the level of income inequality. Several of the changes in quintile composition were seen to be related, and it is apparent that they derive from a few underlying trends. It also appears that these trends have had mutually offsetting effects on the level of inequality. The direct effects of some of these trends on income inequality were investigated in an earlier paper using the standardization technique described in Section 2.2.c. (Horner and MacLeod, 1975) and the findings of that paper are summarized below. The trends considered are demographic trends, shifts in the composition of non-transfer income, changing labour force participation rates, and the growth in government transfers.

Demographic Changes. Two kinds of demographic change could influence the distribution of income: shifts in the age structure and changes in the typical living arrangements of individuals within any age group. The latter kind of change encompasses a variety of demographic phenomena including family formation and dissolution trends and changes in the likelihood of young adults or retired individuals living by themselves rather than with their parents or children.

Over the 1950's and 1960's there was a substantial shift in the age structure that raised the population share of the 15-24 age group by about 6%. There were also changes in living arrangements that could be summarized as an increase in the propensity of individuals in certain age/sex classes to head economic family units. The classes most affected were males aged 25-44 and females aged 65 and over. The increased headship rate for males aged 25-44 tended to reduce income inequality, while the increased headship among women over 65 tended to increase inequality; the net effect of these two changes appears to have been negligible. This finding contradicts the suggestion that increased headship rates or "undoubling" contributed significantly to the level of inequality over this period. Undoubling within the higher age groups did contribute to inequality but undoubling in

other age groups was an offsetting factor. For discussions of this point see Podoluk (1968) and Beresford and Rivlin (1966).

In contrast, the changing age structure of the population by increasing the proportion of young, relatively low-income family units in the population, does appear to have increased inequality significantly. In the paper by Horner and MacLeod, the age structure shift was estimated to have increased the Gini by about 0.008 or 2% of its 1971 value. This is almost certainly an underestimate because it does not reflect the decline in average income of the under-25 age group relative to the overall mean. This decline probably results in part from the age structure change and its effects on inequality were observed in Table 5.1.

Change in the Composition of Non-Transfer Income. Among income components apart from government transfers, there has been a substantial shift away from self-employment income and toward wages and salaries. Since the latter component is more evenly distributed and has a higher mean than the former, this institutional change appears to have led to a modest reduction in inequality.

Changes in Labour Force Participation Rates. There were striking changes in labour force participation rates in the 1950's and 1960's. The participation rate of males aged 14-24 declined by 6.6 percentage points and for males 65 and over by 14.9. The participation rate for females, on the other hand, rose by 15.9 percentage points for the 20-24 age group, 21.2 for those 25-44, and 19.7 for those aged 45-64. While detailed evidence is not yet available, it seems clear from the profiles of Section 7.3 that the effect of the increased participation rates among women has been to increase the number of multi-earner families while the trend to earlier retirement among males has served to increase the number of zero-earner family units. By increasing the number of low and high-income families relative to the number of middle-income families, these trends in number of earners per family have without doubt tended to raise the level of inequality. Considering the extent of the shifts observed in the numbers of earners per family, the changes in participation rates over the period must be assumed to have had a major effect on the level of inequality.

The Growth in Government Transfer Payments. From 1951 to 1973 government transfer payments to persons grew from about 5% of personal income to 9 or 9.5%.² As is evident from Figure 7.3 above, the bulk of these transfers are received by families in the bottom quintile, so the direct effect of the increase in transfers has certainly been to reduce the level of inequality. In magnitude, this effect appears to have been comparable to the effect of the participation rate changes.

In standardization experiments, the increase in transfers was estimated to have reduced the Gini by about 0.023 or 6% of its 1971 value, while the changes in number of earners per family unit were estimated to have increased the Gini by about 6%. Thus, the effect of these latter two changes is estimated to be roughly three times as great as the effects of the demographic changes or the change in importance of the non-transfer income components.

7.4 TRENDS IN INEQUALITY WHEN ALTERNATIVE CONCEPTS OF FAMILY INCOME ARE EMPLOYED

Sections 4, 5 and 6 indicated how changes in the recipient unit, the accounting period and the income concept would likely affect measured inequality at a point in time. Here some tentative suggestions are made regarding how the observed trend in inequality in annual family money income might be altered if different concepts of family income were employed.

Family Size-Adjusted Income. In Section 3, it was found that the adjustment of incomes to reflect family size reduced the Gini for economic family units for 1973 by about 9%. Section 7.2 showed that the number of unattached individuals grew as a proportion of all family units between 1951 and 1973, while Section 7.3 showed, first, that this change resulted primarily from changes in the age structure of the population and, second, that its effect was to slightly increase measured inequality. Consequently, a comparison of the distributions of family size-adjusted incomes in 1951 and 1973 would likely provide evidence of a slight reduction in inequality over the period (i.e., a decline in the Gini of perhaps 2%).

2. This estimate of the proportion of family income accounted for by transfers is based on National Accounts data and so is higher than the proportion shown in Section 7.2 which is based on underreported Survey of Consumer Finances data.

Lifetime Income. In Section 5, a distinction was made between lifetime income inequality for a cohort and for a population of several cohorts. It was suggested that the level of the former might be lower, and that of the latter higher, than the level of inequality among single-year incomes for the total population. The trend in the level of lifetime income inequality for a cohort probably resembles the trend in within-cohort inequality for single-year incomes. In Table 5.1 it was shown that within-cohort inequality increased between 1965 and 1973 though by less than did overall inequality. Since cross-sectional inequality was constant over the longer period 1951-1973, the levels of cohort inequality for both single-year and lifetime incomes were probably constant or perhaps slightly declining over that period.

In contrast, lifetime income inequality in the case of the population of several cohorts has probably been increasing since inter-cohort income differences have grown as a result of the increase in the rate of economic growth that has occurred in each decade from the 1930's to the 1960's. In opposition to this upward pressure on inequality has been the substantial growth in tax-financed transfers from younger to older age groups, so it is not clear whether the level of inequality in lifetime incomes has increased or not when after-tax rather than pre-tax incomes are considered.

Post-Tax Adjusted Family Income. In Section 6, a number of adjustments were made to the family money incomes reported in the SCF for 1973 which, taken together, resulted in a reduction in measured inequality of about 14%. The most significant adjustments were the inclusion of imputed rent and the subtraction of direct taxes. Other adjustments with significant though smaller effects were the inclusion of underreported transfer income, non-money farm income, and Supplementary Labour Income. By comparing the levels of these adjustment items relative to personal income for the years 1951 and 1973, an impression can be gained regarding the trend in inequality in adjusted incomes.

The most important change over the period was the increase in direct taxes from 5.3% to 13.9% of personal income. Since post-tax income is more evenly distributed than pre-tax income, this increase in the importance of taxes suggests that the level of inequality in post-tax incomes has declined over the period relative to pre-tax income inequality.

The changes in three other items appear to have partially offset this effect. The inclusion of farm non-money income and imputed rent tend to reduce inequality and both

of these items were less important in 1973 than in 1951. Imputed farm income was particularly great in 1973 on account of a large inventory increase, but the value of food and fuel consumed on farms has declined both relatively and absolutely over the last two decades as the farm population has declined. The imputed returns to home-ownership have probably declined relative to total personal income since the ratio of home-owners to tenants has fallen over the period. The other offsetting item was Supplementary Labour Income, which is less evenly distributed than family money income and which doubled between 1951 and 1973 as a proportion of personal income. The degree of underreporting of transfer payments appears to have changed little since 1951 so no change in the trend in inequality is expected to be caused by these adjustments. An income item for which no adjustment was made in Section 6 is the growth in non-money transfers by government. These transfers grew considerably in importance over the period and thus probably contributed to a modest decline in inequality in post-tax adjusted family incomes.

To summarize these points, it appears that, while inequality in family money income has shown no trend since 1951, inequality estimated for incomes which are adjusted to reflect family size, taxes, and non-money income items would be found to have declined moderately since 1951. This conclusion probably holds as well for inequality in lifetime incomes when compared only within cohorts. However, when inequality in lifetime incomes is estimated for a population of several cohorts, the trend is less clear since accelerating economic growth has tended to raise the level of inequality by increasing intergenerational income disparities.

7.5 CONCLUDING REMARKS

It has been suggested that there may be an inherent stability in the level of income inequality and that attempts to change the income distribution by income transfers or other means tend to be frustrated by indirect effects of these programs on labour force participation, unemployment or inflation. For example, see Boulding (1975) and Green and Cousineau (1976). It does seem likely that redistribution measures have indirect effects which can offset their direct effects to some extent. The question of the longer term results of government policies and programs aimed at income redistribution is an important and difficult one which warrants further study. However, the idea that the income inequality rests at some stable equilibrium level, so that future changes in it are unlikely and redistributational measures are ineffective, is not

supported by the evidence presented in this paper. The examination of some trends underlying the recent history of inequality in money incomes showed that age structure changes and increases in female labour force participation rates (trends which cannot easily be described as responses to government measures) have provided an upward pressure on the inequality level. Furthermore, evidence was provided that inequality, when estimated using a broader and more welfare-relevant concept of family income, has declined somewhat since 1951.

As a final observation, it should be emphasized that many of the inferences and interpretations advanced in this paper are meant to be taken more as hypotheses for future testing than as firmly held opinions. Obtaining answers to income distribution questions is complicated by the great variety of conceptual, definitional and technical approaches available for their investigation. By gathering, organizing and extending some of the results obtained in past and current income distribution research, this paper has attempted to provide a less ambiguous basis for future investigations of income distribution issues.

APPENDIX A

OTHER SUMMARY INEQUALITY MEASURES

This Appendix describes four summary measures of inequality apart from the Gini, and provides some comments on their characteristics.

THE MEASURES

1. The Coefficient of Variation (CV). The CV is the Variance of income divided by the square of the mean income so as to make the measure independent of the level of total income.

$$CV = \frac{1}{N\mu^2} \sum_i^N (y_i - \mu)^2$$

where N is the number of family units, y_i is a family income

and $\mu = \frac{1}{N} \sum_i^N y_i$ is the mean income. CV is zero if all

incomes are equal and has a maximum value of N-1 when one family has all the income.

The CV expresses a straightforward statistical concept of inequality as the dispersion of incomes around the mean. In contrast, the three other measures to be considered derive from theoretical work in which it was desired to relate different levels of aggregate social welfare to different levels of income inequality. To do this involved first the translation of income levels into levels of utility by means of a utility function for each individual, and second, the combination of these utility levels to obtain a measure of aggregate social welfare. The translation from an income distribution to a social welfare index in this way is contentious for several reasons. The results depend strongly on the form of the utility function chosen, on the usual assumption that all utility functions are identical, and on the assumption that one person's utility is unaffected by the income levels or consumption behaviour of others. Because these assumptions are so strong that the results seem unrealistic, present theoretical work in this area usually aims at making weaker, more general statements about the connection between income inequality and social welfare. See, for example, Sen (1973).

The inequality measures which derive from this social welfare approach reflect the form chosen for the utility function. These functions are generally chosen to satisfy the intuitive proposition that the utility of an additional

dollar of income is always positive but declines as the level of income rises. The most tractable function with these properties is the natural logarithm and this function is the basis of the following two measures.

2. The Variance of Logarithms (VL)

$$VL = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\ln (y_i/g) \right]^2$$

where $g = \text{antilog } \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln (y_i)$ is the geometric mean income. The VL is zero when all incomes are equal and approaches infinity when inequality is great. It is undefined for any distribution which includes non-positive incomes (though this problem may be overcome by grouping families into income classes so that all class means are positive). Also it does not always satisfy a very reasonable condition known as Dalton's condition of transfer. This condition requires that the measured level of inequality should decline whenever a distribution is altered by a transfer of income from a richer to a poorer individual unless the transfer is great enough to make the recipient richer than the donor (Dalton, 1920, cited in Love and Wolfson, 1976). The VL is the only one of the measures considered here which does not satisfy the condition of transfer.

3. The Theil-Bernouilli (TB)

$$TB = - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln (y_i/\mu)$$

The TB has the same minimum and maximum values, and the same problem with non-positive incomes as the VL. However, it is decomposable and its use in standardization experiments is illustrated in the paper by Love and Wolfson.

4. Atkinson's I.

This is really a class of measures, since it involves a parameter, ϵ , which is left to the user to specify (Atkinson, 1970). This measure fully implements the aggregate social welfare approach to inequality; I varies between zero and one and an I of 0.2, say, carries the interpretation that the present level of aggregate social welfare could be achieved with 20% less total income if that income were equally distributed. The higher the value of ϵ chosen, the less utility is attached to high incomes in the social welfare calculation, the more inequality-averse the society is assumed to be, and the higher will be I for any given income distribution.

$$I = 1 - \left[\frac{1}{N} \sum_i^N (y_i/\mu)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad \text{for } \epsilon \neq 1$$

and

$$I = \frac{1}{\mu} \text{antilog} \left[\frac{1}{N} \sum_i^N \ln (y_i) \right] \quad \text{for } \epsilon = 1$$

The utility function implicit in I when $\epsilon \neq 1$ is

$$U(y_i) = A + \frac{B}{1-\epsilon} y_i^{1-\epsilon}$$

for $\epsilon = 1$, it is $U(y_i) = \ln(y_i)$.

CHARACTERISTICS OF THE MEASURES

Sensitivity

The sensitivity of an inequality measure to different sorts of changes in the income distribution can be investigated by considering the change in the measure produced by the transfer of a small amount of income from a donor with income $y_i + h$ to a recipient with y_i . (For a detailed discussion, see Wolfson, 1974.) For the CV, this "strength of transfer" (ST) is proportional to h but does not depend on y_i . For the Gini, ST is proportional only to the number of recipients with incomes between y_i and $y_i + h$ (and so depends indirectly on h). Thus, the sensitivity of the Gini to different sorts of transfers is similar to that of the CV. For the other measures, ST depends on h but also varies inversely with y_i . Income transfers and income differences among low-income recipients are given considerably more weight than those among higher income recipients. It is clear therefore that income distributions (with crossing Lorenz curves) which are ranked one way by the Gini and CV may often be ranked differently by the other three measures. Which ranking is preferable depends upon the question being investigated and the context of the investigation. None of the measures is value-free.

Grouping Error

The problem of grouping error is potentially quite serious for the logarithmic measures since they place considerable weight on income differences at low-income levels and since the lowest income class often must be quite

large so as to incorporate any negative and zero incomes while retaining a positive income mean.

The degree of grouping error in the CV depends largely on the size of the highest income class since it contains the largest deviations from the mean.

Decomposability

Love and Wolfson (1976, pp: 63-9) demonstrate that the VL and the TB are decomposable while the Gini is not. The CV is decomposable but not in a way which is useful for standardization experiments.

APPENDIX B

TABLE B.1

DISTRIBUTION OF INCOME ADJUSTMENTS BY INCOME CLASSES (%)

Income Class (\$000)	Popula- tion	(A)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(B)
<2	8.2	0.7	1.5	0.9	0.9	15.0	3.2	0.8
2-3	6.8	1.5	0.9	2.4	2.3	15.5	5.9	1.7
3-4	5.1	1.7	1.2	2.9	3.8	18.0	8.0	1.9
4-5	6.0	2.5	2.6	3.6	5.7	16.6	9.2	2.7
5-6	5.5	2.8	2.5	3.8	6.7	10.1	7.7	3.0
6-7	5.0	3.0	3.6	3.3	6.1	5.8	9.3	3.1
7-8	5.4	3.8	3.3	3.6	7.1	3.4	6.1	3.8
8-9	5.7	4.5	3.6	4.4	6.7	3.1	6.1	4.5
9-10	5.2	4.7	3.8	4.3	6.1	1.4	5.9	4.6
10-11	5.6	5.5	3.6	3.9	6.4	2.0	3.9	5.4
11-12	5.0	5.3	3.8	3.6	6.4	2.2	3.9	5.2
12-13	5.0	5.8	3.8	3.5	5.3	1.3	3.8	5.7
13-14	4.1	5.2	2.6	3.9	5.3	1.3	3.8	5.1
14-15	4.1	5.5	3.1	3.8	5.4	1.1	3.8	5.3
15-17	6.5	9.6	5.9	6.5	7.0	1.1	4.6	9.3
17-20	6.9	11.8	8.8	8.0	7.0	0.9	4.6	11.4
20-25	5.5	11.3	9.0	10.2	7.0	0.9	6.5	11.1
25+	4.5	14.7	36.5	27.6	4.8	0.5	3.8	15.4
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

KEY: (A) Family Money-Income, SCF
 (1) Underreporting: Self-employment income
 (2) Underreporting: Investment income
 (3) Underreporting: Unemployment Insurance
 (4) Underreporting: Social Assistance
 (5) Underreporting: Other government transfers
 (B) Corrected Family Money Income

TABLE B.1 (Continued)

DISTRIBUTION OF INCOME ADJUSTMENTS BY INCOME CLASSES (%)

Income Class (\$000)	(6)	(7)	(8)	(9)	(C)	(10)	(11)	(12)	(D)
< 2	4.7	0.9	5.0	0.3	1.1	0.0	0.5	4.1	1.3
2-3	5.1	2.4	5.0	0.4	1.9	0.1	0.5	3.3	2.2
3-4	4.7	2.9	5.8	0.8	2.1	0.3	1.1	3.4	2.4
4-5	4.4	3.6	7.9	1.5	2.8	0.7	2.4	4.6	3.2
5-6	4.3	3.8	8.4	2.2	3.1	1.2	4.7	6.2	3.3
6-7	3.9	3.3	8.1	2.6	3.2	1.6	4.0	4.4	3.5
7-8	5.0	3.6	6.9	3.6	3.9	2.3	5.2	5.1	4.1
8-9	5.0	4.4	7.2	4.5	4.5	3.2	6.3	5.9	4.7
9-10	5.1	4.3	7.0	4.8	4.7	3.6	5.7	5.0	4.8
10-11	5.8	3.9	4.6	5.8	5.4	4.8	6.8	6.5	5.4
11-12	5.2	3.7	5.6	5.7	5.2	4.6	5.9	5.4	5.3
12-13	5.5	3.5	4.3	6.4	5.7	5.8	6.8	5.8	5.6
13-14	4.9	3.8	2.8	5.8	5.1	5.2	5.9	4.8	5.0
14-15	4.9	3.8	2.8	6.1	5.3	5.3	7.4	5.9	5.2
15-17	8.1	6.5	4.9	10.7	9.2	10.5	10.7	8.7	9.0
17-20	8.6	7.9	4.9	13.1	11.2	12.9	9.6	7.9	11.1
20-25	7.5	10.2	3.7	12.4	10.9	14.1	9.1	7.2	10.4
25+	7.3	27.6	5.2	13.4	14.9	23.8	7.3	5.8	13.7
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

KEY: (6) Imputed rent
 (7) Imputed interest
 (8) Farm products
 (9) Supplementary Labour Income
 (C) Adjusted Family Income
 (10) Income and estate taxes
 (11) Payroll taxes
 (12) Hospital/medical premiums
 (D) Post-Tax Adjusted Family Income

Source: Statistics Canada, 1974 Survey of Consumer Finances microdata tape, "Economic Families, 1973 Income". Calculations by National Health and Welfare.

TABLE B.2

PROFILE OF FAMILIES IN DIFFERENT QUINTILES, 1973(%)

	1	2	3	4	5	All Quintiles
<u>Age of Head</u>						
Under 25	18.1	16.7	10.0	6.1	1.9	10.5
25-44	17.3	34.6	48.7	54.1	47.6	40.6
45-64	24.0	25.6	31.3	33.2	45.6	31.9
65 +	40.7	23.1	10.1	5.7	5.0	16.9
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Sex of Head</u>						
Male	48.3	71.1	86.4	93.5	97.0	79.3
Female	51.7	28.9	13.6	6.5	3.0	20.7
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Family Type</u>						
Unattached						
individuals	67.7	38.8	17.6	8.9	0.7	26.7
Married couples	14.4	24.7	22.8	25.7	10.6	19.6
Couples, children						
and relatives	9.4	28.3	53.3	62.8	86.2	48.0
Single parent						
families	8.5	8.3	6.2	2.6	2.4	5.6
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Number of Earners¹⁰</u>						
0	38.9	5.5	1.2	0.9	0.5	9.4
1	44.7	54.5	43.4	28.5	19.5	38.1
2 or more	16.4	40.1	55.4	70.6	79.9	52.4
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Income Composition</u>						
Wages and salaries	30.7	62.7	81.5	87.1	82.3	79.3
Transfers	55.6	19.8	7.3	4.4	2.6	7.8
Other	13.6	17.4	11.1	8.5	15.2	13.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Sources: Statistics Canada, Income Distributions by Size in Canada, 1973 (Catalogue 13-207), and 1974 Survey of Consumer Finances microdata tape "Economic Families, 1973 Income". Calculations by National Health and Welfare.

TABLE B.3
PROFILE OF FAMILIES IN DIFFERENT QUINTILES, 1951 (%)

	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>All Quintiles</u>
<u>Age of Head</u>						
<25	10.9	8.3	3.9	3.1	1.0	5.5
25-44	20.5	41.7	58.6	54.5	39.5	42.8
45-64	30.8	32.4	30.8	34.0	50.3	35.5
65+	<u>37.9</u>	<u>17.6</u>	<u>6.9</u>	<u>8.3</u>	<u>9.3</u>	<u>16.2</u>
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Sex of Head</u>						
Male	58.4	78.4	93.8	94.5	94.6	83.7
Female	<u>41.5</u>	<u>21.6</u>	<u>6.2</u>	<u>5.5</u>	<u>5.4</u>	<u>16.3</u>
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Family Type (1954)</u>						
Unattached individuals	55.9	26.2	11.3	4.9	2.1	20.2
Married couples	17.8	19.5	19.8	18.5	17.9	18.7
Couples, children and relatives	15.5	43.8	60.0	67.1	69.6	51.1
Other*	<u>10.7</u>	<u>10.6</u>	<u>8.9</u>	<u>9.4</u>	<u>10.4</u>	<u>10.0</u>
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Number of Earners</u>						
0	32.9	2.4	0.2	0.6	0.9	7.3
1	55.2	80.3	73.3	52.9	32.1	59.6
2 or more	<u>12.0</u>	<u>17.3</u>	<u>26.5</u>	<u>46.5</u>	<u>67.0</u>	<u>33.1</u>
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Income Composition</u>						
Wages and salaries	47.8	74.0	84.9	85.0	77.6	78.9
Transfers	29.6	8.6	5.1	4.6	2.3	5.2
Other	<u>22.6</u>	<u>17.5</u>	<u>10.0</u>	<u>10.4</u>	<u>20.1</u>	<u>15.9</u>
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

* "Other" includes single-parent families plus all other economic family unit arrangements (e.g., two brothers or an adult mother and daughter). In Table B-2, single-parent families are shown separately and the rest of "Other" is included in "Couples, children and relatives". In 1973, the "Other" category accounted for 8.0% of family units (of which 5.6% were single-parent families).

Source: Statistics Canada, Income Distributions, Incomes of Non-Farm Families and Individuals in Canada, Selected Years, 1951-1965 (Catalogue 13-529).

TABLE B.4

PROFILE OF FAMILIES BY QUINTILE, 1973,
AFTER ADJUSTMENT OF INCOMES FOR FAMILY SIZE*

	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>All Quintiles</u>
<u>Age of Head</u>						
<25	12.9	11.5	13.2	10.0	5.1	10.5
25-44	24.0	43.0	47.6	45.9	42.6	40.6
45-64	25.1	25.7	27.0	36.4	45.3	31.9
65+	37.9	19.7	12.3	7.7	7.0	16.9
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Sex of Head</u>						
Male	51.6	85.5	82.3	88.5	88.2	79.2
Female	48.4	14.5	17.7	11.5	11.8	20.8
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Family Type</u>						
Unattached individuals	50.2	17.5	22.7	16.7	26.7	26.8
Married couples	14.4	19.0	17.1	12.1	35.9	19.7
Couples, children and relatives	24.3	56.9	55.7	67.2	35.8	48.0
Single-parent families	11.4	6.7	4.6	4.0	1.7	5.7
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Number of Earners</u>						
0	34.4	8.1	2.1	1.0	1.5	9.4
1	46.4	51.4	41.5	36.1	14.5	38.0
2 or more	19.1	40.6	56.4	62.9	83.9	52.6
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<u>Income Composition</u>						
Wages and salaries	30.7	63.9	80.7	85.8	83.4	78.4
Transfers	53.8	20.8	8.0	4.0	2.2	8.7
Other	15.3	15.2	11.3	10.2	14.4	12.9
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

* The income adjustment factors are 1, 1.67, 2.00, 2.33, 2.67, and 3.00 for families of size 1, 2, 3, 4, 5, 6+. The family units are ordered by adjusted income in defining the quintile populations.

Source: Statistics Canada, 1974 Survey of Consumer Finances microdata tape, "Economic Families, 1973 Incomes". Calculations by National Health and Welfare.

BIBLIOGRAPHY

- Adams, I., W. Cameron, B. Hill, P. Penz (1971), The Real Poverty Report (Edmonton, Hurtig).
- Atkinson, A.B. (1970), "On the Measurement of Inequality", Journal of Economic Theory, vol. II, no. 3 (Sept.), pp. 244-263.
- Beresford, J.C. and A.M. Rivlin, (1966), "Privacy, Poverty, and Old Age", Demography, vol. 3, no. 1, pp.247-258.
- Blinder, A. (1974), Toward an Economic Theory of Income Distribution (Cambridge, Mass., MIT Press).
- Boulding, K. (1975), "The Stability of Inequality", Review of Social Economy, vol. XXXIII, no. 1 (April), pp. 1-14.
- Canada. Parliament. Senate. Special Committee on Poverty (1971), Poverty in Canada (Ottawa, Information Canada).
- Dalton, H. (1920), "The Measurement of Inequalities of Incomes", Economic Journal, vol. XXX (Sept.), pp. 348-361.
- Davis, K. (1976), Equal Treatment and Unequal Benefits: The Medicare Program (Washington, Brookings Institution).
- Dobell, A.R. and M.A. Cohen (1975), "Synthetic Longitudinal Sampling and its Application to Public Policy Analysis" (Institute for Policy Analysis, University of Toronto) (mimeo).
- Dodge, D.A. (1975), "Impact of Tax, Transfer and Expenditure Policies of Government on the Distribution of Personal Income in Canada", The Review of Income and Wealth, series 21, no. 1 (March), pp. 1-52.
- Fallis, G. (1976), Housing Expenditures and Income Distribution (Toronto, Ontario Economic Council) (May) (draft).
- Gillespie, I.W. (1966), The Incidence of Taxes and Public Expenditure in the Canadian Economy (Ottawa, Queen's Printer).
- (1976), "On the Redistribution of Income in Canada", Canadian Tax Journal, vol. XXIV, no. 4 (July-August), pp. 417-450.

- Green, C. and J.M. Cousineau (1976), Unemployment in Canada: The Impact of Unemployment Insurance (Ottawa, Economic Council of Canada).
- Haley, B. (1968), "Changes in the Distribution of Income in the U.S.", in The Distribution of National Income Marchal J. and B. Ducros, eds.(London, MacMillan).
- Holister, R. (1971), "Income Maintenance Reform Measures with Respect to the Aged" in Income Maintenance (Madison, Wisconsin, Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin).
- Horner, K. and N.MacLeod (1975), Changes in the Distribution of Income in Canada, Policy Research and Long Range Planning (Welfare), Staff Working Paper No. Z-7507 (Ottawa, National Health and Welfare) (May).
- Kapsalis, C. (1976), Income Security in Ontario (Toronto, Ontario Economic Council) (Nov.) (draft).
- Kravis, I.B. (1962), The Structure of Income: Some Quantitative Essays (Philadelphia, University of Pennsylvania, Wharton School of Finance and Commerce).
- Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Inequality", American Economic Review, vol. XLV, no. 1 (March), pp. 1-28.
- Liljefors, K.J. (1973), "A Micro-Simulation Model of the Canada (Quebec) Pension Plans" (Ottawa, National Health and Welfare) (mimeo).
- Love, R. and M.C. Wolfson (1976), Income Inequality: Statistical Methodology and Canadian Illustrations, (Ottawa, Statistics Canada) Catalogue 13-559.
- Maslove, A. M. (1973), The Pattern of Taxation in Canada (Ottawa, Information Canada).
- Metcalf, C.E. (1972), An Econometric Model of the Income Distribution (Chicago, Markham).
- Morgan, J.N. et al. (1974), Five Thousand American Families- Patterns of Economic Progress, vols. I and II (Survey Research Center, Institute for Social Research, University of Michigan).

- Paglin, M. (1975), "The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision", American Economic Review, vol. LXV, no. 4 (Sept.), pp. 598-609.
- Pechman, J.A. and B.A. Okner (1974), Who Bears the Tax Burden? (Washington, Brookings Institution).
- Podoluk, J.R. (1968), Incomes of Canadians (Ottawa, Queen's Printer).
- Reuber, G.L. (1976), "The Impact of Government Policies on the Distribution of Income in Canada: A Review", (University of Western Ontario) (October) (draft).
- Ross, D., (1975), Canadian Fact Book on Poverty (Ottawa, Canadian Council on Social Development).
- Sen, A.K. (1973), On Economic Inequality (London, Oxford University Press).
- Simons, H. C. (1938), Personal Income Taxation (University of Chicago Press). Reprinted in R.W. Houghton, Public Finance (Harmondsworth, Penguin, 1970).
- Soltow, L. (1960), "The Distribution of Income Related to Changes in the Distribution of Education, Age, and Occupation", The Review of Economics and Statistics, vol. XLII, no. 4 (Nov.), pp. 450-453.
- Thurow, L.C. (1970), "Analyzing the American Income Distribution", American Economic Review: Papers and Proceedings, vol. LX, no. 2 (May), pp. 261-269.
- (1973), "Towards a Definition of Economic Justice", The Public Interest, vol. 37, no. 31 (Spring), pp. 56-80.
- Weisbrod, B. and W. L. Hansen (1968), "An Income-Net Worth Approach to Measuring Economic Welfare", American Economic Review, vol. LVIII, no. 5, part 1 (Dec), pp. 1315-1329.
- Wheldon, J.C. (1976), (Presidential Address), "On the Theory of Intergenerational Transfers", Canadian Journal of Economics, vol. IX, no. 4 (November), pp. 559-579.

Wolfson, M.C. (1974), Strength of Transfer, Stochastic Dominance, and the Measurement of Inequality (mimeo).

----- (1975a) The Accounting Period and the Distribution of Income in Canada, 1965-1970 (Planning Branch, Treasury Board Secretariat) (October) (mimeo).

----- (1975b) Wealth and the Income Concept, Empirical Results for Canada, 1969 (Planning Branch, Treasury Board Secretariat) (October) (mimeo).

- Pechman, J.A. et B.A. Okner (1974), Who Bears the Tax Burden? (Washington, Brookings Institution).
- Podoluk, J.R. (1968), Incomes of Canadians (Ottawa, Imprimeur de la Reine).
- Reuber, G.L. (1976), The Impact of Government Policies on the Distribution of Income in Canada: A Review, (University of Western Ontario) (version non définitive, oct.).
- Ross, D. (1975), Canadian Fact Book on Poverty (Ottawa, Conseil canadien de développement social).
- Sen, A.K. (1973), On Economic Inequality (London, Oxford University Press).
- Simons, H.C. (1938), Personal Income Taxation (University of Chicago Press). Reproduit dans R.W. Houghton (1970), Public Finance (Harmondsworth, Penguin).
- Soltow, L. (1960), "The Distribution of Income Related to Changes in the Distribution of Education, Age, and Occupation", The Review of Economics and Statistics, vol. XLII, no 4 (nov.), pp. 450-453.
- Thurrow, L.C. (1970), "Analyzing the American Income Distribution", American Economic Review: Papers and Proceedings, vol. LX, no 2 (mai), pp. 261-269.
- (1973), "Towards a Definition of Economic Justice", The Public Interest, vol. 37, no 31 (printemps), pp. 56 à 80.
- Weisbrod, B. et W.L. Hansen (1968), "An Income-Net Worth Approach to Measuring Economic Welfare", American Economic Review, vol. LVIII, no 5, 1ère partie (déc.), pp. 1315-1329.
- Wheldon, J.C. (1976), (Presidential Address) "On the Theory of Intergenerational Transfers", Revue canadienne d'Economie, vol. IX, no 4 (nov.), pp. 559-579.
- Wolfson, M.C. (1974), Strength of Transfer, Stochastic Dominance, and the Measurement of Inequality (polycopié).
- (1975a), The Accounting Period and the Distribution of Income in Canada, 1965-1970 (Direction de la planification, Secrétariat du Conseil du Trésor) (polycopié, oct.).
- (1975b), Wealth and the Income Concept, Empirical Results for Canada, 1969 (Direction de la planification, Secrétariat du Conseil du Trésor) (polycopié, oct.).

Hailey, B. (1968), "Changes in the Distribution of Income in the U.S." dans The Distribution of the National Income, s.l.d. de Marchal et Ducros (London, MacMillan).

Holister, R. (1971), "Income Maintenance Reform Measures with Respect to the Aged" dans Income Maintenance, (Madison, Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin).

Horne, K. et N. MacLeod (1975), Changes in the Distribution of Income in Canada, Recherche sur les politiques et planification à long terme (Bien-être social), document de travail interne no Z-7507 (Ottawa, Santé nationale et Bien-être social) (mai).

Kapsalis, C. (1976), Income Security in Ontario, (Toronto, Ontario Economic Council) (version non définitive, nov.).

Kravis, I.B. (1962), The Structure of Income: Some Quantitative Essays (Philadelphia, University of Pennsylvania, Wharton School of Finance and Commerce).

Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Inequality", American Economic Review, vol. XLV, no 1 (mars), pp. 1-28.

Liljefors, K.J. (1973), A Micro-Simulation Model of the Canada (Québec) Pension Plans (Ottawa, Santé nationale et Bien-être social) (polycopié).

Love R. et M.C. Wolfson (1976), Inégalité des revenus: Méthodologie statistique et exemples canadiens (Ottawa, Statistique Canada), no de cat. 13-559.

Maslove, A. M. (1973), L'incidence des impôts au Canada (Ottawa, Information Canada).

Metcalfe, C.E. (1972), An Econometric Model of the Income Distribution (Chicago, Markham).

Morgan, J.N. et coll. (1974), Five Thousand American Families - Patterns of Economic Progress, vol. I et II (Survey Research Center, Institute for Social Research, University of Michigan).

Paglin, M. (1975), "The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision", American Economic Review, vol. LXV, no 4 (sept.), pp. 598-609.

BIBLIOGRAPHIE

- Adams, I., W. Cameron, B. Hill et P. Penz (1971), The Real Poverty Report (Edmonton, Hurtig).
- Atkinson, A.B. (1970), "On the Measurement of Inequality", Journal of Economic Theory, vol. II, no 3 (sept.), pp. 244-263.
- Beresford, J.C. et A.M. Rivlin (1966), "Privacy, Poverty, and Old Age", Demography, vol. 3, no 1, pp. 247-258.
- Blinder, A. (1974), Toward an Economic Theory of Income Distribution (Cambridge, Mass., MIT Press).
- Boulding, K. (1975), "The Stability of Inequality", Review of Social Economy, vol. XXXIII, no 1 (avril), pp. 1-14.
- Canada. Parlement. Sénat. Comité spécial sur la pauvreté (1971), La pauvreté au Canada (Ottawa, Information Canada).
- Dalton, H. (1920), "The Measurement of Inequalities of Incomes", Economic Journal, vol. XXX (sept.), pp. 348-361.
- Davis, K. (1976), Equal Treatment and Unequal Benefits: The Medicare Program (Washington, Brookings Institution).
- Dobell, A.R. et M.A. Cohen (1975), Synthetic Longitudinal Sampling and its Application to Public Policy Analysis (Institute for Policy Analysis, University of Toronto) (polycopié).
- Dodge, D.A. (1975), "Impact of Tax, Transfer and Expenditure Policies of Government on the Distribution of Personal Income in Canada", The Review of Income and Wealth, series 21, no 1 (mars), pp. 1-52.
- Fallis, G. (1976), Housing Expenditures and Income Distribution (Toronto, Ontario Economic Council) (version non définitive, mai).
- Gillespie, I.W. (1966), The Incidence of Taxes and Public Expenditure in the Canadian Economy (Ottawa, Imprimeur de la Reine).
- (1976), "On the Redistribution of Income in Canada", Canadian Tax Journal, vol. XXIV, no 4 (juillet-août), pp. 417-450.
- Green, C. et J.M. Cousineau (1976), Chômage et programmes d'assurance-chômage (Ottawa, Conseil économique du Canada).

TABLEAU B-4
PROFIL DES UNITÉS FAMILIALES ÉCONOMIQUES
PAR QUINTILE, EN 1973,
APRÈS CORRECTION DES REVENUS EN FONCTION DE LA
TAILLE DE LA FAMILLE *

Ensemble des quintiles	Âge du chef de famille					Sexe du chef de famille	Genre de famille					Nombre de personnes gagnant un revenu					Composition du revenu					Salaires et traitements	Transferts	Divers					
	1	2	3	4	5		Masculin	Féminin	Personnes seules	Couples mariés	Couples, enfants et parents	Familles uniparentales	0	1	2 ou plus	0	1	2 ou plus											
Moins de 25 ans	12.9	11.5	13.2	10.0	5.1	51.6	48.4	50.2	14.4	19.0	56.9	24.3	34.4	8.1	46.4	19.1	100.0	100.0	100.0	100.0	30.7	63.9	80.7	85.8	83.4	78.4	8.7	12.9	100.0
25-44	24.0	43.0	47.6	45.9	42.6	85.5	14.5	17.5	17.1	12.1	67.2	35.8	2.1	51.4	41.5	36.1	100.0	100.0	100.0	100.0	53.8	20.8	8.0	4.0	2.2	78.4	8.7	12.9	100.0
45-64	25.1	25.7	27.0	36.4	45.3	85.5	14.5	22.7	17.1	12.1	67.2	35.8	2.1	41.5	56.4	62.9	100.0	100.0	100.0	100.0	63.9	80.7	85.8	83.4	78.4	8.7	12.9	100.0	
65 +	37.9	19.7	12.3	7.7	7.0	85.5	14.5	16.7	12.1	35.9	26.7	35.9	1.5	14.5	83.9	14.5	100.0	100.0	100.0	100.0	30.7	63.9	80.7	85.8	83.4	78.4	8.7	12.9	100.0

* Les facteurs de correction du revenu sont 1, 1.67, 2, 2.33, 2.67 et 3 pour les familles comprenant 1, 2, 3, 4, 5 ou 6 (et plus) personnes. Les unités familiales ont été classées selon leur revenu corrigé pour définir les quintiles.

* Les facteurs de correction du revenu sont 1, 1.67, 2, 2.33, 2.67 et 3 pour les familles comprenant 1, 2, 3, 4, 5 ou 6 (et plus) personnes. Les unités familiales ont été classées selon leur revenu corrigé pour définir les quintiles.

Source: Statistique Canada, données de la bande "Familles économiques, Revenus de 1973" de l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1974. Calculs de Santé nationale et Bien-être social.

TABLEAU B-3
PROFIL DES UNITÉS FAMILIALES ÉCONOMIQUES
DES DIFFÉRENTS QUINTILES EN 1951 (en %)

Ensemble des quintiles	1	2	3	4	5
Âge du chef de famille					
Moins de 25 ans	10.9	8.3	3.9	3.1	1.0
25-44	20.5	41.7	58.6	54.5	39.5
45-64	30.8	32.4	30.8	34.0	50.3
65 +	37.9	17.6	6.9	8.3	9.3
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Sexe du chef de famille					
Masculin	58.4	78.4	93.8	94.5	94.6
Féminin	41.5	21.6	6.2	5.5	5.4
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Genre de famille (1954)					
Personnes seules	55.9	26.2	11.3	4.9	2.1
Couples mariés	17.8	19.5	19.8	18.5	17.9
Couples, enfants et parents	15.5	43.8	60.0	67.1	69.6
Autres*	10.7	10.6	8.9	9.4	10.4
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Nombre de personnes gagnant un revenu					
0	32.9	2.4	0.2	0.6	0.9
1	55.2	80.3	73.3	52.9	32.1
2 ou plus	12.0	17.3	26.5	46.5	67.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Composition du revenu					
Salaires et traitements	47.8	74.0	84.9	85.0	77.6
Transferts	29.6	8.6	5.1	4.6	2.3
Divers	22.6	17.5	10.0	10.4	20.1
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

* La catégorie "autres" comprend les familles uniparentales ainsi que tous les autres agencements d'unités familiales économiques (par ex. deux frères ou une mère et sa fille). Dans le tableau B-2, les familles uniparentales représentent une catégorie distincte et le reste des "autres" fait partie des "couples avec enfants et parents". En 1973, la catégorie "autres" représentait 8% des unités familiales (dont 5.6% de familles uniparentales).

Source: Statistique Canada, Revenu des familles et des particuliers non agricoles au Canada, certaines années, 1951-1965 (no de cat. 13-529F).

TABLEAU B-2
PROFIL DES UNITES FAMILIALES ECONOMIQUES
DES DIFFERENTS QUINTILES EN 1973 (en%)

Ensemble des quintiles	Age du chef de famille					Sexe du chef de famille		Genre de famille					Nombre de personnes gagnant un revenu		Composition du revenu				
	Moins de 25 ans	25-44	45-64	65 +	100.0	Masculin	Féminin	Personnes seules	Couples mariés	Couples, enfants et parents	Familles uniparentales	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1	18.1	17.3	24.0	40.7	100.0	48.3	51.7	67.7	14.4	9.4	8.5	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2	16.7	34.6	25.6	23.1	100.0	71.1	28.9	38.8	24.7	28.3	8.3	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
3	10.0	48.7	31.3	10.1	100.0	86.4	13.6	17.6	22.8	53.3	6.2	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
4	6.1	54.1	33.2	5.7	100.0	93.5	6.5	8.9	25.7	62.8	2.6	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
5	1.9	47.6	45.6	5.0	100.0	97.0	3.0	0.7	10.6	86.2	2.4	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	10.5	40.6	31.9	16.9	100.0	79.3	20.7	26.7	19.6	48.0	5.6	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	18.1	17.3	24.0	40.7	100.0	48.3	51.7	67.7	14.4	9.4	8.5	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	16.7	34.6	25.6	23.1	100.0	71.1	28.9	38.8	24.7	28.3	8.3	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	10.0	48.7	31.3	10.1	100.0	86.4	13.6	17.6	22.8	53.3	6.2	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	6.1	54.1	33.2	5.7	100.0	93.5	6.5	8.9	25.7	62.8	2.6	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	1.9	47.6	45.6	5.0	100.0	97.0	3.0	0.7	10.6	86.2	2.4	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	10.5	40.6	31.9	16.9	100.0	79.3	20.7	26.7	19.6	48.0	5.6	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8
	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3
	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3
	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8
	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3
	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3
	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8
	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3
	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3
	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8
	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3
	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3
	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8
	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3
	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3
	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8
	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3
	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3
	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8
	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3
	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3
	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8
	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3
	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3
	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8
	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3
	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3
	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8
	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3
	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3
	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.4	19.8
	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3	4.4	8.5	100.0	7.3	4.4	8.5	7.3	4.4	7.3
	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3	2.6	15.2	100.0	82.3	2.6	15.2	82.3	2.6	82.3
	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3	7.8	13.0	100.0	79.3	7.8	13.0	79.3	7.8	79.3
	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7	55.6	13.6	100.0	62.7	81.5	7.3	87.1	82.3	30.7
	19.8	17.4	11.1	100.0	19.8	17.4	11.1	19.8	17.										

Sources: Statistique Canada, Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1973 (no de cat. 13-207) et données de la bande "Familles économiques", Revenus de 1973 de l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1974. Calculs de Santé nationale et Bien-être social.

TABLEAU B-1 (Suite)

RÉPARTITION DES CORRECTIONS DE REVENU PAR TRANCHE DE REVENU (en %)										
Tranche										
de revenu										
(en milliers										
de \$)										
(6)	(7)	(8)	(9)	(C)	(10)	(11)	(12)	(D)		
< 2	4.7	0.9	5.0	0.3	1.1	0.0	0.5	4.1	1.3	
2-3	5.1	2.4	5.0	0.4	1.9	0.1	0.5	3.3	2.2	
3-4	4.7	2.9	5.8	0.8	2.1	0.3	1.1	3.4	2.4	
4-5	4.4	3.6	7.9	1.5	2.8	0.7	2.4	4.6	3.2	
5-6	4.3	3.8	8.4	2.2	3.1	1.2	4.7	6.2	3.3	
6-7	3.9	3.3	8.1	2.6	3.2	1.6	4.0	4.4	3.5	
7-8	5.0	3.6	6.9	3.6	3.9	2.3	5.2	5.1	4.1	
8-9	5.0	4.4	7.2	4.5	4.5	3.2	6.3	5.9	4.7	
9-10	5.1	4.3	7.0	4.8	4.7	3.6	5.7	5.0	4.8	
10-11	5.8	3.9	4.6	5.8	5.4	4.8	6.8	6.5	5.4	
11-12	5.2	3.7	5.6	5.7	5.2	4.6	5.9	5.4	5.3	
12-13	5.5	3.5	4.3	6.4	5.7	5.8	6.8	5.8	5.6	
13-14	4.9	3.8	2.8	5.8	5.1	5.2	5.9	4.8	5.0	
14-15	4.9	3.8	2.8	6.1	5.3	5.3	7.4	5.9	5.2	
15-17	8.1	6.5	4.9	10.7	9.2	10.5	10.7	8.7	9.0	
17-20	8.6	7.9	4.9	13.1	11.2	12.9	9.6	7.9	11.1	
20-25	7.5	10.2	3.7	12.4	10.9	14.1	9.1	7.2	10.4	
25 +	7.3	27.6	5.2	13.4	14.9	23.8	7.3	5.8	13.7	
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	

SYMBOLS:

- (6) Loyer imputé
- (7) Intérêt imputé
- (8) Produits agricoles
- (9) Revenus supplémentaires du travail
- (C) Revenu familial corrigé
- (10) Impôt sur le revenu et droits de succession
- (11) Retenues à la source
- (12) Primes d'assurance hospitalière et médicale
- (D) Revenu familial corrigé après impôt

Source: Statistique Canada, données de la bande "Familles économiques, Revenus de 1973" de l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1974. Calculs de Santé nationale et Bien-être social.

ANNEXE B

TABLEAU B-1

RÉPARTITION DES CORRECTIONS DE REVENU PAR TRANCHE DE REVENU (en %)

Tranche de revenu	Popula- tion	(A)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(B)
(en milliers de \$)								
< 2	8.2	0.7	1.5	0.9	0.9	15.0	3.2	0.8
2-3	6.8	1.5	0.9	2.4	2.3	15.5	5.9	1.7
3-4	5.1	1.7	1.2	2.9	3.8	18.0	8.0	1.9
4-5	6.0	2.5	2.6	3.6	5.7	16.6	9.2	2.7
5-6	5.5	2.8	2.5	3.8	6.7	10.1	7.7	3.0
6-7	5.0	3.0	3.6	3.3	6.1	5.8	9.3	3.1
7-8	5.4	3.8	3.3	3.6	7.1	3.4	6.1	3.8
8-9	5.7	4.5	3.6	4.4	6.7	3.1	6.1	4.5
9-10	5.2	4.7	3.8	4.3	6.1	1.4	5.9	4.6
10-11	5.6	5.5	3.6	3.9	6.4	2.0	3.9	5.4
11-12	5.0	5.3	3.8	3.6	6.4	2.2	3.9	5.2
12-13	5.0	5.8	3.8	3.5	5.3	1.3	3.8	5.7
13-14	4.1	5.2	2.6	3.9	5.3	1.3	3.8	5.1
14-15	4.1	5.5	3.1	3.8	5.4	1.1	3.8	5.3
15-17	6.5	9.6	5.9	6.5	7.0	1.1	4.6	9.3
17-20	6.9	11.8	8.8	8.0	7.0	0.9	4.6	11.4
20-25	5.5	11.3	9.0	10.2	7.0	0.9	6.5	11.1
25+	4.5	14.7	36.5	27.6	4.8	0.5	3.8	15.4
Total	100.0		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

SYMBOLS:

- (A) Revenu monétaire familial, FFC
 (1) Sous-déclaration: revenus d'un travail autonome
 (2) Sous-déclaration: revenus de placements
 (3) Sous-déclaration: prestations de chômage
 (4) Sous-déclaration: assistance sociale
 (5) Sous-déclaration: autres transferts de l'Etat
 (B) Revenu monétaire familial corrigé

Erreur de groupement

Le problème des erreurs de groupement peut être sérieux dans le cas des mesures logarithmiques puis que ces dernières donnent une importance considérable aux écarts de revenu à un faible niveau et que les tranches inférieures de revenu doivent souvent être assez larges pour incorporer d'éventuels revenus négatifs ou nuls tout en conservant une moyenne ne positive.

La gravité de l'erreur de groupement dans le CV dépend dans une large mesure de la taille de la tranche supérieure de revenu puisque c'est là que se trouvent les écarts les plus considérables par rapport à la moyenne.

Décomposabilité

Love et Wolfson (1976, pp. 63 à 69) démontrent que la VL et la mesure de Theil-Bernoulli sont décomposables alors que le coefficient de Gini ne l'est pas. Le CV peut être décomposé, mais pas d'une façon exploitable dans les expériences de standardisation.

était réparti de façon égale. Plus la valeur retenue pour ϵ est forte, moins les revenus élevés ont d'utilité dans le calcul du bien-être social, plus la société est supposée être hostile à l'inégalité et plus la mesure est élevée pour une répartition de revenu donnée.

$$I = 1 - \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^I (Y_i/n)^{1-\epsilon} \right]^{1/\epsilon} \quad \text{pour } \epsilon \neq 1$$

et

$$I = \frac{1}{n} \text{antilog} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^I \ln(Y_i) \right] \quad \text{pour } \epsilon = 1$$

La fonction d'utilité implicite quand $\epsilon \neq 1$ est:

$$U(Y_i) = A + \frac{1}{1-\epsilon} Y_i^{1-\epsilon}$$

Pour $\epsilon = 1$, elle est: $U(Y_i) = \ln(Y_i)$.

CARACTÉRISTIQUES DES MESURES

Sensibilité

On peut étudier la sensibilité des mesures de l'inégalité à différents genres de modifications de la répartition des revenus en voyant de combien varie la mesure lorsqu'on transfère un faible montant d'un donateur ayant un revenu $Y_i + h$ à un bénéficiaire ayant un revenu Y_j (voir une étude détaillée dans Wolfson, 1974). Pour le CV, cette "sensibilité au transfert" (ST) est proportionnelle à h mais ne dépend pas de Y_i . Pour le coefficient de Gini, la ST n'est proportionnelle qu'au nombre des bénéficiaires ayant un revenu compris entre $Y_i + h$ (ce qui la fait dépendre indirectement de h). La sensibilité de la mesure de Gini à différents genres de transferts est donc identique à celle du CV. Dans le cas des autres mesures, la ST dépend de h mais varie en sens inverse de Y_i . Les transferts et les écarts de revenu entre bénéficiaires à faible revenu reçoivent une importance beaucoup plus grande que les transferts et écarts entre bénéficiaires à revenu élevé. Il apparaît donc que les répartitions de revenu (avec courbes de Lorenz se coupant) qui sont classées d'une certaine façon par le coefficient de Gini et le CV peuvent souvent être classées différemment lorsqu'on emploie les trois autres mesures. La supériorité de tel ou tel classement dépend de la question étudiée et du contexte de la recherche. Aucune de ces mesures n'est neutre.

positive mais diminue à mesure que le revenu s'élève. La fonction la plus commode qui présente ces propriétés étant le logarithme népérien, ce dernier est à la base des deux mesures exposées ci-après.

2. Variance des logarithmes (VL)

$$VL = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^I \left[\ln(Y_i/g) \right]^2$$

où $g = \text{antilog } \frac{1}{N} \sum_{i=1}^I \ln(Y_i)$ est la moyenne géométrique du revenu.

La VL est nulle quand tous les revenus sont égaux et est indéfinie pour toute répartition comprenant des revenus non positifs (encore qu'on puisse tourner la difficulté en groupant les familles en tranches de revenu telles que toutes les moyennes de tranche soient positives). Elle ne satisfait pas non plus toujours à une condition très raisonnable, appelée condition de transfert de Dalton. Celle-ci veut que l'inégalité diminue chaque fois qu'une répartition est modifiée par un transfert de revenu d'un riche en faveur d'un pauvre, à moins que le transfert soit suffisamment important pour rendre le bénéficiaire plus riche que le donateur (Dalton, 1920, cité dans Love et Wolfson, 1976). La VL est la seule des mesures étudiées ici à ne pas satisfaire à la condition de transfert.

3. Mesure de Theil-Bernouilli

$$TB = - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^I \ln(Y_i/N)$$

Cette mesure a les mêmes valeurs minimale et maximale que la VL et pose le même problème en cas de revenus non positifs. Elle est cependant décomposable et son emploi dans des expériences de standardisation est illustré dans le document de Love et Wolfson.

4. Mesure d'Atkinson

Il s'agit en fait d'une catégorie de mesures puisqu'elle met en jeu un paramètre, ϵ , qu'il revient à l'utilisateur de spécifier (Atkinson, 1970). Cette mesure répond entièrement à la conception de l'inégalité fondée sur le bien-être social global; elle varie entre zéro et un, et si elle prend, par exemple, la valeur 0.2, cela signifie qu'on pourrait obtenir le même niveau de bien-être social global avec un revenu total inférieur de 20% si ce dernier

AUTRES MESURES SYNTHÉTIQUES DE L'INÉGALITÉ

Nous décrivons ci-après quatre mesures synthétiques de l'inégalité autres que le coefficient de Gini et donnons quelques indications sur leurs caractéristiques.

DESCRIPTION

1. Coefficient de variation (CV). Le CV est la variance du revenu divisée par le carré du revenu moyen, ce qui permet d'obtenir une mesure indépendante du niveau global du revenu :

$$CV = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^I (Y_i - \bar{Y})^2$$

où N est le nombre d'unités familiales, Y_i le revenu d'une famille et $\bar{Y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^I Y_i$ le revenu moyen. CV est nul si tous les revenus sont égaux et prend une valeur maximale de N-1 quand une seule famille possède la totalité du revenu.

Le CV exprime l'inégalité, de manière statistiquement simple, comme la dispersion des revenus autour de la moyenne. Par contre, les trois autres mesures décrites ci-après découlent de travaux théoriques visant à mettre en rapport différents niveaux de bien-être social global et d'inégalité de revenu. Il a fallu pour cela convertir d'abord les revenus en niveaux d'utilité au moyen d'une fonction d'utilité pour chaque personne, puis combiner ces niveaux afin d'obtenir une mesure du bien-être social global. Cette transformation d'une répartition de revenu en un indice de bien-être social est discutable pour plusieurs raisons. Les résultats dépendent fortement de la forme de la fonction d'utilité choisie, de l'hypothèse habituelle selon laquelle les fonctions d'utilité sont identiques et de la supposition que l'utilité d'une personne n'est pas influencée par le revenu ou la consommation d'autrui. Les conditions supposées par ces hypothèses ayant peu de chances d'être réunies, les travaux théoriques actuels effectués dans ce domaine se traduisent généralement par des indications moins claires, plus vagues, sur les relations entre l'inégalité de revenu et le bien-être social (voir par exemple Sen, 1973).

Les mesures de l'inégalité découlant de cette démarche axée sur le bien-être social reflètent la formule retenue pour la fonction d'utilité. Cette dernière est généralement choisie pour satisfaire au postulat intuitif selon lequel l'utilité d'un dollar supplémentaire de revenu est toujours

L'avenir que comme des avis catégoriques. La solution des problèmes posés par la répartition des revenus est compliquée par la grande diversité des concepts, des définitions et des techniques d'étude possibles. En rassemblant, en organisant et en complétant certains des résultats obtenus dans des travaux antérieurs ou en cours au sujet de la répartition du revenu, nous avons essayé de fournir une base plus solide aux recherches qui seront entreprises à l'avenir dans ce domaine.

n'a été effectué au chapitre 6 est représentée par les transferts non monétaires de l'État. Ces derniers ayant augmenté considérablement au cours de la période, ils ont sans doute contribué à réduire quelque peu l'inégalité des revenus familiaux corrigés après impôt.

En résumé, il semble que, si l'inégalité des revenus monétaires familiaux ne permet pas de dégager de tendance depuis 1951, l'inégalité des revenus corrigés en fonction de la taille de la famille, des impôts et des éléments non monétaires du revenu aurait légèrement diminué depuis cette date. Cette conclusion vaut probablement pour l'inégalité des revenus à vie lorsque les comparaisons sont effectuées uniquement au sein d'un groupe d'âge. Cependant, si l'on étudie l'inégalité des revenus à vie de plusieurs groupes d'âge, l'évolution est moins évidente du fait que l'accélération de la croissance économique a eu tendance à accroître l'inégalité en élargissant les écarts de revenu entre générations.

7.5. OBSERVATIONS FINALES

Selon certains, il se pourrait que l'inégalité du revenu soit intrinsèquement stable et que les tentatives visant à la modifier par des transferts ou d'autres moyens tendent à être annihilées par les effets indirects de ces programmes sur la participation à la population active, le chômage ou l'inflation (voir Boulding, 1975, et Green et Cousineau, 1976). Il est effectivement probable que les programmes de redistribution ont des incidences indirectes susceptibles de compenser dans une certaine mesure les effets directs pour lesquels ils sont conçus. L'efficacité à long terme des politiques et programmes publics de redistribution du revenu représente une question importante et difficile, qui mérite un examen plus approfondi. Cependant, la thèse selon laquelle l'inégalité des revenus se maintiendrait à un niveau d'équilibre stable, de sorte que toute modification future serait improbable et toute mesure de redistribution vouée à l'inefficacité, n'est pas confirmée par les éléments présents dans cette étude. L'examen de certaines tendances sous-jacentes à l'évolution récente de l'inégalité des revenus monétaires révèle que les variations de la pyramide des âges et la croissance des taux de participation des femmes à la population active (phénomènes qu'il est difficile d'imputer aux programmes de l'État) ont eu tendance à accroître l'inégalité. En outre, les faits prouvent que, si l'on fait appel à la notion plus large--et plus pertinente sur le plan du bien-être--de revenu familial, l'inégalité a quelque peu régressé depuis 1951.

Enfin, soulignons qu'un grand nombre des déductions et interprétations avancées dans ce document doivent être considérées d'avantage comme des hypothèses à éprouver à

transferts financiers par l'impôt, des groupes les plus jeunes aux groupes les plus âgés; en définitive, on ne peut dire exactement si l'inégalité des revenus a vie s'est aggravée ou non si l'on prend en considération les revenus après impôt plutôt qu'avant impôt.

Revenu familial corrigé après impôt. Au chapitre 6, nous avons apporté un certain nombre de corrections aux revenus monétaires familiaux déclarés lors de l'ERC pour 1973; ces redressements, pris dans leur ensemble, se traduisaient par une diminution d'environ 14% de l'inégalité. Les principales rectifications étaient la prise en compte du loyer imputé et la soustraction des impôts directs. Parmi les autres corrections aux effets notables, encore que moins importants, figuraient l'incorporation des transferts sous-déclarés, des revenus agricoles en nature et des revenus supplémentaires du travail. La comparaison de ces facteurs de redressement et du revenu personnel pour les années 1951 et 1973 permet de se faire une idée sur la tendance de l'inégalité des revenus corrigés.

La plus importante modification intervenue pendant cette période a été la majoration des impôts directs, passés de 5.3% à 13.9% du revenu personnel. Les revenus après impôt étant mieux répartis que les revenus avant impôt, cette majoration signifie que l'inégalité des revenus après impôt a diminué sur la période considérée, par rapport à l'inégalité des revenus avant impôt.

Les variations de trois autres éléments semblent avoir compensé partiellement cet effet. L'incorporation des revenus agricoles non monétaires et du loyer imputé tend à réduire l'inégalité; or, ces deux éléments étaient moins importants en 1973 qu'en 1951. D'une part, les revenus agricoles imputés ont été particulièrement élevés en 1973 grâce à une forte augmentation des stocks, mais la valeur des aliments et du combustible consommés dans les fermes a diminué tant dans l'absolu qu'en termes relatifs au cours des deux dernières décennies, en raison de la baisse du nombre d'agriculteurs. D'autre part, les loyers imputés à l'égard des logements occupés par leur propriétaire ont probablement baissé par rapport à l'ensemble du revenu personnel, du fait que le rapport des propriétaires aux locataires a régressé pendant la période considérée. L'autre élément compensatoire correspond aux revenus supplémentaires du travail, qui sont moins bien répartis que les revenus monétaires des familles et dont la proportion dans le revenu personnel a doublé entre 1951 et 1973. Le degré de sous-déclaration des paiements de transferts semble n'avoir guère varié depuis 1951, de sorte que ces corrections ne devraient pas modifier la tendance de l'inégalité. Un élément de revenu à l'égard duquel aucun redressement

7.4. TENDANCES DE L'INÉGALITÉ QUAND LA DÉFINITION DU REVENU FAMILIAL CHANGE

Les chapitres 4, 5 et 6 indiquaient comment les changements de l'unité bénéficiaire, de la période de comptabilisation et de la définition du revenu risquaient d'influer sur l'inégalité mesurée à une date donnée. Voici quelques suggestions sur la façon dont les tendances de l'inégalité des revenus monétaires familiaux annuels pourraient être modifiées par le choix d'un concept différent de revenu familial.

Revenu corrigé en fonction de la taille de la famille. Nous avons constaté au chapitre 3 que la correction des revenus en fonction de la taille de la famille réduisait d'environ 9% le coefficient de Gini relatif aux unités familiales économiques pour 1973. Il a été indiqué à la section 7.2 que le nombre de personnes seules avait augmenté par rapport à l'ensemble des unités familiales de 1951 à 1973; nous avons montré à la section 7.3 que, en premier lieu, cette évolution résultait surtout des changements de la pyramide des âges et, en second lieu, qu'elle se traduisait par une légère augmentation de l'inégalité. Par conséquent, une comparaison des répartitions de revenu corrigé en fonction de la taille de la famille en 1951 et en 1973 indiquerait vraisemblablement une légère diminution de l'inégalité (c.-à-d. un abaissement de peut-être 2% du coefficient de Gini).

Revenu à vie. Lorsque nous avons évoqué, au chapitre 5, l'inégalité des revenus à vie, nous avons distingué les cas d'un seul groupe d'âge et de plusieurs groupes. Nous avons indiqué que cette inégalité pouvait être moins forte, dans le premier cas, et plus marquée, dans le second cas, que l'inégalité des revenus d'une année donnée pour l'ensemble de la population. La tendance de l'inégalité des revenus à vie pour un groupe est probablement parallèle à l'évolution de l'inégalité à l'intérieur du groupe, en ce qui concerne les revenus annuels. Il a été montré au Tableau 5.1 que l'inégalité à l'intérieur d'un groupe avait augmenté entre 1965 et 1973, encore que dans une mesure moindre que l'inégalité globale. L'inégalité transversale étant restée constante sur la période 1951-1973, l'inégalité de groupe, tant pour les revenus annuels que pour les revenus à vie, est probablement restée stable ou a peut-être légèrement diminué pendant cette période.

Par contre, l'inégalité des revenus à vie dans le cas de plusieurs groupes d'âge a vraisemblablement augmenté, vu que l'accélération de la croissance économique observée chaque décennie, des années 30 aux années 60, s'est traduite par un élargissement des écarts de revenu entre groupes. Un effet inverse a été exercé par l'augmentation sensible des

Modification des taux de participation. Les taux de participation à la population active ont subi d'importants changements au cours des années 50 et 60. Celui des hommes âgés de 14 à 24 ans a diminué de 6.6 points et celui des hommes de 65 ans et plus, de 14.9 points. Par contre, le taux de participation des femmes a augmenté de 15.9 points pour le groupe de 20 à 24 ans, de 21.2 pour la classe 25-44 ans et de 19.7 pour la catégorie 45-64 ans. Bien qu'on ne dispose pas encore d'informations détaillées, il semble évident d'après les profils dégagés à la section 7.3 que cette participation accrue des femmes au monde du travail se traduit par une hausse du nombre des familles dont plusieurs membres gagnent un revenu, tandis que la tendance à une retraite anticipée chez les hommes contribuait à accroître le nombre d'unités familiales où aucune personne ne gagne un revenu. En faisant s'élever le nombre de familles à faible et à haut revenu par rapport aux unités familiales à revenu moyen, cette évolution du nombre de personnes gagnant un revenu par famille a indubitablement contribué à accroître l'inégalité. Compte tenu de ce phénomène, on doit conclure que les variations des taux de participation au cours de la période considérée ont exercé une influence sensible sur l'inégalité.

Croissance des transferts de l'Etat. De 1951 à 1973, les transferts de l'Etat aux particuliers seront passés d'environ 5% du revenu personnel à 9 ou 9.5%. Comme l'indique la Figure 7.3 précédente, le gros de ces transferts bénéficie aux familles du quintile inférieur, de sorte que l'effet direct de la hausse mentionnée a certainement consisté en une réduction de l'inégalité. Par son ampleur, cet effet semble être comparable à celui des variations des taux de participation.

Lors des expériences de standardisation, on a estimé que la hausse des transferts avait réduit le coefficient de Gini d'environ 0.023, soit 6% de sa valeur de 1971, alors que l'augmentation du nombre de personnes gagnant un revenu par unité familiale l'aurait augmentée de la même proportion. On estime donc que ces deux derniers phénomènes ont eu une influence à peu près trois fois supérieure à celle des changements démographiques ou des variations de composition du revenu hors transferts.

2. Cette estimation étant fondée sur les données des Comptes nationaux, elle est supérieure à la proportion indiquée à la section 7.2, qui a été calculée à partir des informations minorées de l'enquête sur les finances des consommateurs.

Évolution démographique. L'évolution démographique peut influencer sur la répartition du revenu à deux titres: par un changement de la pyramide des âges et par une modification de l'organisation familiale des personnes de chaque groupe d'âge. Mentionnons, à ce dernier titre, toute une gamme de phénomènes démographiques comme les tendances de formation et de dissolution des familles ainsi que les variations de la probabilité que les jeunes adultes ou les personnes retraitées vivent de leur côté plutôt qu'avec leurs parents ou enfants.

Les années 50 et 60 ont été marquées par un rajeunissement sensible de la pyramide des âges, lequel accrût d'environ 6% la proportion du groupe d'âge 15-24 ans. On a également observé des changements d'organisation familiale qu'on peut résumer par une propension plus forte des personnes de certaines catégories d'âge et de sexe à prendre la tête d'une unité familiale économique. Les groupes les plus touchés sont les hommes de 25 à 44 ans et les femmes de 65 ans ou plus. Le taux croissant de "direction" d'une famille pour ces hommes a contribué à réduire l'inégalité des revenus, un effet contraire étant exercé par la même tendance chez les femmes de plus de 65 ans; l'un dans l'autre, ces deux changements semblent avoir produit un résultat négatif. Ces conclusions infirment la thèse selon laquelle l'accroissement de la proportion de chefs de famille ou le "dédoubllement" aurait contribué sensiblement à l'inégalité au cours de cette période. Cela est vrai pour les groupes d'âge relativement élevé, mais non pour les autres (voir à ce sujet Podoluk, 1968, et Beresford et Rivlin, 1966).

Par contre, le rajeunissement de la pyramide des âges, en se traduisant par un accroissement de la proportion d'unités familiales jeunes à relativement faible revenu, semble avoir fait augmenter sensiblement l'inégalité. Horner et MacLeod ont évalué à environ 0.008, soit 2% de sa valeur de 1971, l'augmentation du coefficient de Gini due à l'évolution de la pyramide des âges. Ce chiffre est presque certainement sous-évalué du fait qu'il ne tient pas compte du recul du revenu moyen des personnes de moins de 25 ans par rapport à la moyenne globale. On a observé au Tableau 5.1 les effets sur l'inégalité de ce recul, qui est probablement dû en partie au rajeunissement de la pyramide des âges.

Changement de la composition du revenu hors transferts. Si l'on étudie les composantes du revenu en excluant les transferts de l'État, on observe une diminution notable des revenus tirés d'un emploi autonome en faveur des salaires et traitements. Cette dernière composante étant répartie plus uniformément et présentant une moyenne plus élevée que la précédente, il semble en être résulté une légère réduction de l'inégalité.

L'importance de plus en plus prépondérante, dans ce groupe d'unités familiales, des personnes seules n'ayant aucun gain.

La domination marquée des personnes seules jeunes ou âgées sans gain dans le quintile inférieur mène à s'interroger de nouveau sur l'opportunité d'étudier la répartition du revenu entre des unités familiales d'âge et de taille--donc aux besoins--différents. La contribution de la taille de la famille à l'inégalité du revenu a été étudiée à la section 3.1, où l'on a corrigé les revenus en fonction de cet élément avant d'évaluer l'inégalité. Pour approfondir la question, nous avons tracé le profil des unités familiales des différents quintiles pour 1973, d'après le revenu corrigé en fonction de la taille de la famille; les résultats du calcul figurent au Tableau B-4 de l'Annexe. Si on les compare à ceux de la Figure 7.3 et du Tableau B-2, on constate des différences moins considérables qu'on pourrait le penser. Le principal effet--et cela n'a rien de surprenant--consiste en un recul de 18% de la proportion des personnes seules dans le quintile inférieur (de 68% à 50%) et en une hausse correspondante du nombre des familles à plusieurs membres (surtout les couples vivant avec des enfants et des parents). Du même coup, la proportion d'unités familiales jeunes et âgées dans le quintile inférieur diminue de 8%, alors que celle des familles de 25 à 44 ans augmente. Enfin, la correction du revenu en fonction de la taille de la famille se traduit par une légère régression (5%) de la proportion des familles dont aucun membre ne gagne un revenu dans le quintile inférieur.

7.3. QUELQUES TENDANCES ET LEURS EFFETS SUR L'INÉGALITÉ

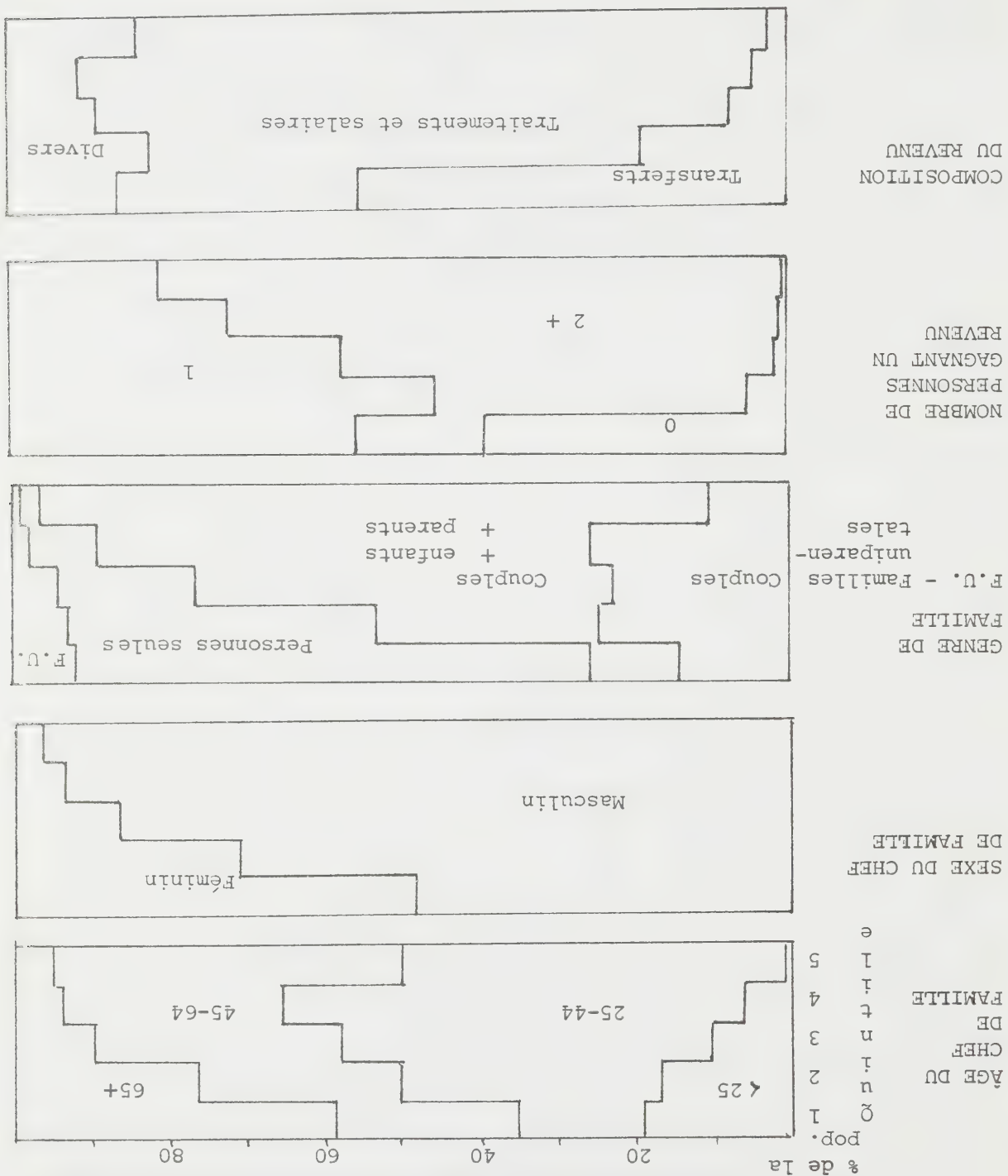
L'évolution sensible que nous venons de signaler dans le profil des unités familiales situées en divers points de la répartition du revenu fait contraste avec la constance de l'inégalité de revenu. Plusieurs des modifications intervenues dans la composition des quintiles sont liées et semblent s'expliquer par un petit nombre de tendances "sous-jacentes". Il apparaît également que ces dernières ont eu des effets se compensant mutuellement sur le niveau d'inégalité. L'influence directe de certaines de ces tendances a été étudiée dans un document antérieur, à l'aide de la technique de standardisation décrite à la section 2.2.c (Horne et MacLeod, 1975); nous en résumons les conclusions ci-après. Les tendances étudiées sont l'évolution démographique, les changements de composition du revenu hors transferts, les modifications des taux de participation à la population active et la croissance des transferts de l'État.

trouvent dans les trois quintiles inférieurs et que les familles nombreuses avec enfants et parents sont prépondérantes dans les quintiles supérieurs. En grande partie à cause du rajeunissement de la pyramide des âges, la proportion de personnes seules est passée de 20% à 27% dans la population, et de 56% à 68% dans le quintile inférieur, depuis 1951 (sur la base des unités familiales).

Nombre de personnes gagnant un revenu. La répartition, à l'intérieur des quintiles, des unités familiales selon le nombre de personnes gagnant un revenu à la figure 7.3 ne se rapporte qu'aux familles d'au moins deux personnes. Comme on peut s'y attendre, les familles dont aucun membre ne gagne un revenu sont presque toutes dans le quintile inférieur, celles où une personne gagne un revenu se répartissent dans tous les quintiles, avec une légère concentration dans les trois quintiles inférieurs, tandis que les autres familles dominent dans les quintiles supérieurs. Plus intéressante à étudier est l'évolution intervenue depuis 1951 dans l'importance relative de ces trois groupes. Les familles où personne ne gagne un revenu ont vu leur proportion augmenter légèrement, passant de 7% à 9% de l'ensemble des familles, mais celle des familles dont un membre gagne un revenu a régressé de 60% à 38%, alors que les autres familles voyaient leur proportion monter de 33% à 52%. L'importance croissante de ces dernières est un phénomène important qui traduit la hausse constante des taux de participation des femmes à la population active au cours de la période considérée. Dans la catégorie des personnes seules, la proportion de celles qui n'ont aucun gain est passée de 27% à 37%, les personnes en question se trouvant maintenant davantage dans les groupes d'âge les plus jeunes et les plus âgés.

Composition du revenu. La figure 7.3 présente trois éléments de revenu: les traitements et salaires, les transferts de l'État et une catégorie "divers" composée principalement des revenus de placements et d'un travail autonome. En 1973, les salaires et traitements représentaient plus de 80% du revenu des trois quintiles supérieurs, environ 60% pour le deuxième quintile et à peu près 30% seulement dans le quintile inférieur. Les revenus divers comptaient pour 13% de l'ensemble et se répartissaient de façon assez égale entre tous les quintiles. Les transferts de l'État représentaient environ 8% du total, mais plus de 55% dans le quintile inférieur. Entre 1951 et 1973 et pour l'ensemble de la population, la proportion des transferts est passée de 5% à 8%, aux dépens des revenus tirés d'un travail autonome (dans la catégorie "divers"). Dans le quintile inférieur, cependant, les transferts ont vu leur proportion augmenter bien davantage, passant de 30% à plus de 55% du revenu de ce quintile. Ce phénomène correspond à

FIGURE 7.3
PROFIL DES UNITÉS FAMILIALES ÉCONOMIQUES
DES DIFFÉRENTS QUINTILES



Source: Statistique Canada, données de la bande "Familles économiques, Revenus de 1973" de l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1974. Calculs de Santé nationale et Bien-être social.

7.2. PROFIL DES FAMILLES DES DIFFÉRENTS QUINTILES

Si le niveau de l'inégalité n'a guère varié, les caractéristiques des unités familiales situées dans les quintiles inférieurs et les autres ont par contre sensiblement évolué. On continue d'observer d'importantes différences entre les caractéristiques des familles des différents quintiles. La Figure 7.3 indique le profil des unités familiales des divers quintiles pour 1973 d'après les caractéristiques suivantes: (a) âge du chef de famille, (b) sexe du chef de famille, (c) genre de famille, (d) nombre de personnes gagnant un revenu, (e) composition du revenu. Les paragraphes qui suivent présentent quelques observations sur ce profil et son évolution depuis 1951. Nous étudions aussi l'effet, sur ce profil, de la correction du revenu en fonction de la taille de la famille. Les informations à partir desquelles la Figure 7.3 a été établie se trouvent au Tableau B-2 de l'Annexe; le Tableau B-3 a fourni les renseignements correspondants pour les caractéristiques des quintiles en 1951.

Âge du chef de famille. La Figure 7.3 révèle que les unités familiales ayant pour chef un jeune (moins de 25 ans) ou une personne âgée (65 et plus) représentent près de 60% des familles du quintile inférieur, bien qu'elles comptent pour moins de 30% dans l'ensemble de la population. Le principal changement intervenu dans la pyramide des âges depuis 1951 a consisté en une augmentation de la proportion d'unités familiales jeunes, de 5.5% à 10.5% de l'ensemble; dans le quintile inférieur, la proportion de ces familles est passée de 11% à 18%.

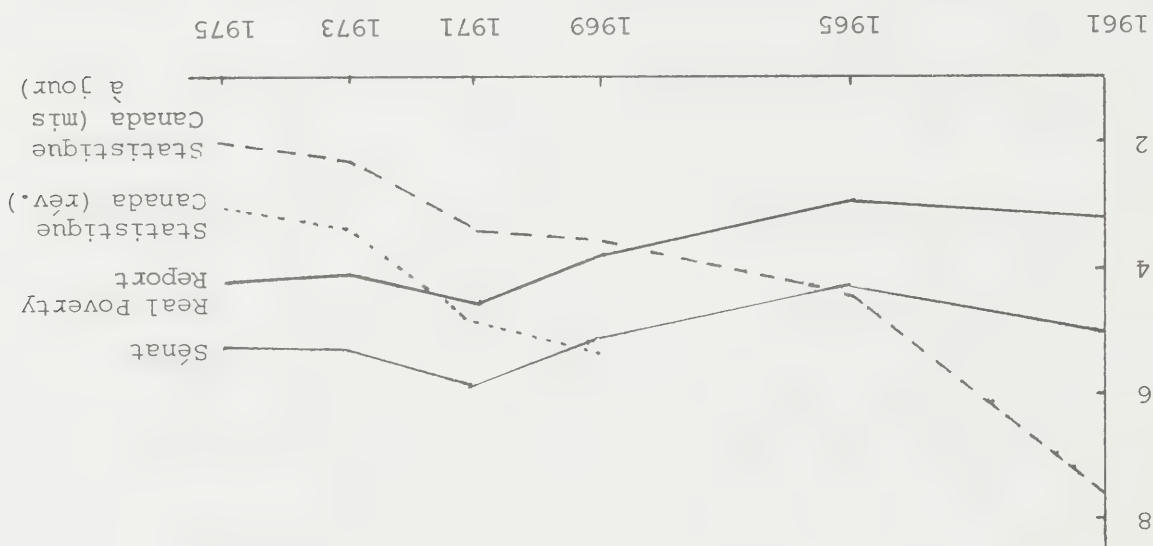
Sexe du chef de famille. En 1973, les familles dont le chef était de sexe masculin représentaient 48% des familles du quintile inférieur, 97% de celles du quintile supérieur et près de 80% des unités familiales de l'ensemble des quintiles. La proportion des familles ayant un chef de sexe féminin a augmenté de 5% depuis 1951, accroissement qui s'est concentré dans les quintiles inférieurs.

Genre de famille. On a distingué quatre genres de famille: les personnes seules, les couples (vivant sans enfants ni parents avec eux), les couples avec enfants ou parents, ou les deux, et les familles uniparentales. Une cinquième catégorie de familles, composée de tous les autres agencements d'unités familiales économiques (par ex. deux frères ou une mère et sa fille) et représentant près de 2% de la population, a été ajoutée au groupe des couples avec enfants. Les personnes seules dominent dans le quintile inférieur, où elles représentent 68% des unités familiales; elles comptent pour 28% seulement de l'ensemble de la population. Les couples sans enfants se concentrent dans une certaine mesure dans les quintiles à revenu moyen (2, 3 et 4), tandis que la plupart des familles uniparentales se

par Statistique Canada, le seuil mis à jour et le seuil révisé de faible revenu, qui sont indexés annuellement sur les prix à la consommation (IPC). Les deux autres seuils sont ceux qu'ont proposés le Comité spécial du Sénat sur la pauvreté et les auteurs du Real Poverty Report; ils sont rajustés chaque année en fonction de la croissance du revenu familial moyen.

FIGURE 7.2

ÉCARTS PAR RAPPORT AUX SEUILS DE PAUVRETÉ
(En pourcentage du revenu familial global)



Il ressort de la Figure 7.2 que la pauvreté définie par rapport aux seuils absolus a de fait diminué considérablement depuis 1961, tandis que la pauvreté relative ne reculait pas. On peut également observer que les fluctuations des écarts par rapport aux seuils de pauvreté relative correspondent de façon assez étroite aux variations du coefficient de Gini. Plus précisément, ils ont diminué de 1961 à 1965, augmenté pour atteindre un sommet en 1971 et baissé légèrement jusqu'en 1973, avant de rester à peu près stables jusqu'à 1975. Les variations de l'inégalité dans le temps semblent donc s'être accompagnées des fluctuations de la part du revenu des unités familiales situées au-dessous du seuil de pauvreté.

TABLEAU 7.1

PARTS DE QUINTILE ET COEFFICIENTS DE GINI POUR L'ENSEMBLE DES UNITES FAMILIALES ECONOMIQUES, EN 1951 ET 1973

Coeffi- cient de	Parts de quintile (en %)					1951 (familles agri- coles exclues)		1973	
	1	2	3	4	5				
	4.4	11.2	18.3	23.3	42.8	0.390		3.9	10.7
	17.6	25.1	42.7			0.392			

Sources: Statistique Canada, Revenu des familles et des particuliers non agricoles au Canada, certaines années, 1951-1965 (no de cat. 13-529F), Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1973 (no de cat. 13-207), Love et Wolfson (1976).

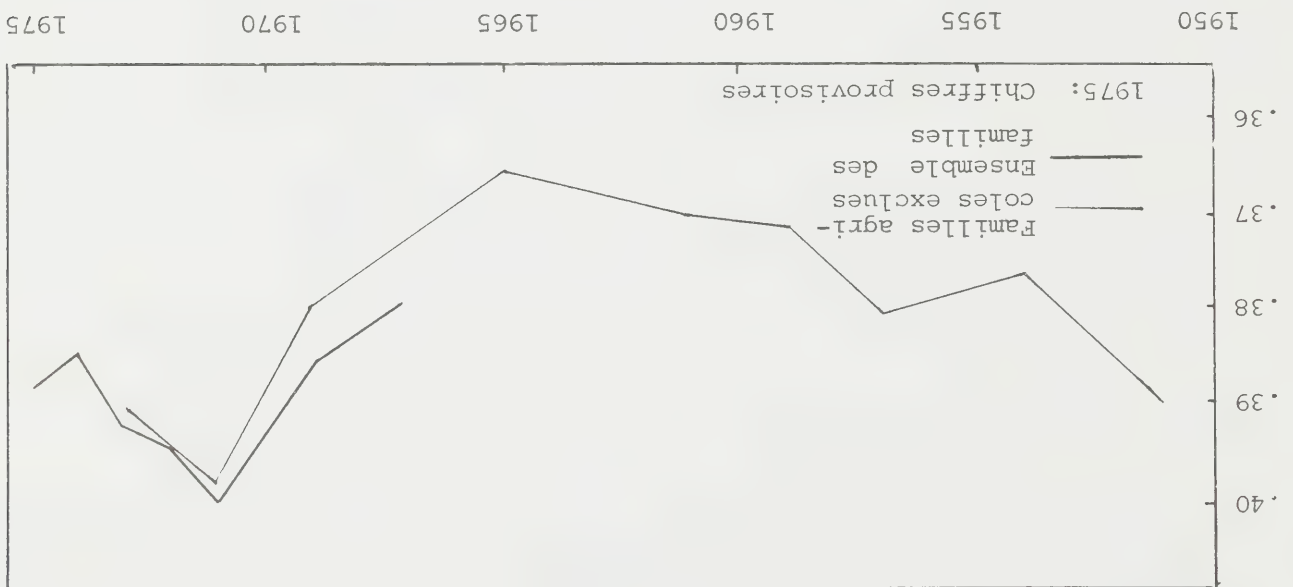
7.1.c. Evolution des écarts de pauvreté

Nous avons fait remarquer, au chapitre 3, que la pauvreté absolue diminue à mesure que les revenus augmentent dans le temps, alors que la pauvreté relative ne régresse qu'à la suite d'une redistribution des revenus. Aussi est-il intéressant d'étudier dans quelle mesure la pauvreté absolue et relative a évolué et ses variations correspondent à celles de l'inégalité du revenu. La figure 7.2 ci-après présente les écarts globaux calculés par rapport à quatre seuils de pauvreté pour six années de la période 1961-1975. On a calculé ces écarts en évaluant le déficit global du revenu des familles pauvres par rapport au quatre seuils de pauvreté et en les exprimant en pourcentage du revenu familial total.¹ Parmi les seuils de pauvreté, nous avons retenu les deux seuils absolus mis au point

1. Les écarts ont été évalués à partir de répartitions du revenu publiées pour les unités familiales économiques (nos de cat. 13-529F et 13-207 (publ. an.) de Statistique Canada) sans correction en fonction de la sous-déclaration, etc. Ils permettent de comparer les tendances de la pauvreté, mais ne donnent pas d'indication précise sur le niveau absolu de cette dernière une année donnée. Comme on peut s'y attendre, l'écart par rapport aux seuils de pauvreté est un peu plus faible pour les unités familiales économiques que dans le cas des unités familiales de recensement (voir chapitre 3).

FIGURE 7.1

COEFFICIENT DE GINI POUR TOUTES LES UNITÉS FAMILIALES
ÉCONOMIQUES AU CANADA DE 1951 À 1975



Source: Jusqu'à 1973, coefficients indiqués dans Love et

Wolfson, 1976, p. 81. Coefficients de 1974 et 1975 évalués par Santé nationale et Bien-être social d'après les répartitions figurant dans les publications 13-207 et 13-206 respectivement.

7.1.b. Évolution des parts de quintile

La stabilité de l'inégalité du revenu sur une longue période apparaît également dans la faiblesse des variations des parts de quintile entre 1951 et 1973, comme le révèle le Tableau 7.1. La part du quatrième quintile semble s'être accrue au détriment des trois quintiles inférieurs, encore que ces légères variations puissent être imputables, uniquement à la prise en compte des familles agricoles dans les chiffres de la dernière année.

Nous avons essayé de montrer, dans les chapitres précédents, l'influence qu'exerçaient sur l'inégalité diverses modifications de la définition et de la mesure du revenu et de l'inégalité. Nous avons également tenté de mettre en lumière les relations entre l'inégalité et la pauvreté, les besoins différents des familles selon leur taille et les situations relatives des divers groupes d'âge. Nous proposons maintenant d'étudier l'évolution de l'inégalité du revenu au Canada depuis 1951 et de la mettre en rapport avec les changements intervenus dans la pyramide des âges et d'autres facteurs.

Nous étudierons d'abord l'évolution des mesures synthétiques de l'inégalité et de la pauvreté depuis 1951; nous établirons ensuite un profil des caractéristiques des familles situées à divers points de la répartition et observerons certains changements de ce profil dans le temps; puis, nous pencherons sur certaines tendances susceptibles d'expliquer ces changements de profil et leurs effets probables sur l'inégalité; enfin, nous avançons certaines propositions sur la façon dont les modifications apportées à la définition du revenu familial pourraient influencer sur notre perception des tendances de l'inégalité sur la période considérée.

7.1. EVOLUTION DE L'INÉGALITÉ DU REVENU ET DE LA PAUVRETÉ

7.1.a. Evolution du coefficient de Gini

Depuis 1951, l'inégalité du revenu monétaire des familles a accusé certaines fluctuations, sans qu'on puisse toutefois en dégager une tendance. Comme l'indique la figure 7.1, le coefficient de Gini avait à peu près la même valeur en 1973 qu'en 1951, bien qu'il ait légèrement diminué au cours des années 50 et au début de la décennie suivante, augmenté de 1965 à 1971, puis reculé quelque peu depuis. La prise en compte des familles agricoles dans l'enquête à compter de 1965 ne semble guère avoir eu d'effet.

Cette évolution chronologique donne des indications contradictoires au sujet de l'influence du cycle conjoncturel sur l'inégalité. L'année 1971 a été marquée par un taux de chômage et une inégalité sans précédent; cependant, le coefficient de Gini est relativement faible en 1961, dernière année record (avant 1971) pour le chômage. En outre, la mesure de Gini calculée d'après les données provisoires de 1975 reste inférieure à son niveau de 1971 ou de 1973, malgré un chômage plus marqué.

quintiles supérieurs (1 et 3.1 points). La régression relative de revenu chez ceux qui gagnent le plus est donc davantage concentrée que l'augmentation de revenu chez ceux qui gagnent le moins.

Enfin, il convient de remarquer qu'on ne donne pas ici d'estimation de l'inégalité après correction en fonction de la taille de la famille et des changements de définition du revenu. Si l'on procédait simultanément à ces rectifications, on constaterait que chacune contribue à réduire l'inégalité, mais vraisemblablement dans une moindre mesure que si on les effectuait séparément. Ainsi, l'effet de la prise en compte du loyer imputé serait moins sensible si l'on avait auparavant relevé le revenu relatif des familles âgées en fonction de la taille de la famille.

TABLÉAU 6.2

EFFET INDICATIF DES CORRECTIONS DU REVENU SUR L'INÉGALITÉ

Coeffi- cient de	Parts de quintile (en %)	Corrections du revenu				
		1	2	3	4	5
A. Revenu monétaire familial, EFC						
		3.9	10.8	17.6	25.2	42.5
PLUS: Corrections pour sous-déclaration						
1.	Revenus d'un emploi autonome	3.6	10.8	17.5	24.9	43.0
2.	Revenus de placements	3.9	10.8	17.4	24.7	43.1
3.	Prestations d'assurance-chômage	3.9	10.9	17.5	24.7	42.9
4.	Assistance sociale	4.2	11.1	17.4	24.6	42.7
5.	Autres transferts de l'Etat	4.3	11.2	17.4	24.5	42.5
B. Revenu monétaire familial corrigé*)						
PLUS: Eléments non monétaires du revenu						
6.	Loyer imputé	5.0	11.5	17.6	24.4	41.5
7.	Intérêt imputé	5.0	11.6	17.5	24.4	41.5
8.	Produits agricoles	5.1	11.7	17.6	24.3	41.3
9.	Revenus supplémentaires du travail	4.9	11.6	17.6	24.5	41.4
C. Revenu familial corrigé)						
MOINS: Impôts directs						
10.	Impôts sur le revenu, droits de succession	5.7	12.7	18.2	24.4	39.0
11.	Retenues à la source	5.8	12.6	18.1	24.2	39.3
12.	Primes d'assurance hospitalière et médicale	5.8	12.6	18.1	24.2	39.4
D. Revenu familial corrigé après impôts)						
						0.336

* Les variations étant cumulatives, il y a identité entre les répartitions de B et de 5, de C et de 9, de D et de 12.

Source: Statistique Canada, données de la bande "Familles économiques, Revenus de 1973" de l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1974. Calculs de Santé nationale et Bien-être social.

supposé que la répartition était la même pour l'indemnisation des accidents du travail et l'assurance-chômage. Les sommes évaluées pour les tranches de revenu de 1969 ont été attribuées aux tranches correspondantes de 1973 de façon à ne pas modifier les effets de répartition (c'est-à-dire de manière que la tranche inférieure de 30%, par exemple, des familles d'après le revenu paie la même proportion d'impôt en 1973 qu'en 1969).

(12) Primes d'assurance hospitalière et médicale. Cet élément, qui figure parmi les autres transferts des particuliers à l'Etat dans les Comptes nationaux, a été réparti conformément aux sommes déclarées lors de l'Enquête de 1969 sur les dépenses des familles, tout comme les retenues à la source.

6.2.c. Résultats

L'effet de toutes ces corrections est indiqué au Tableau 6.2, où figurent les parts de quintile et les coefficients de Gini après chaque rectification. Ainsi, la mesure de Gini qui figure à la ligne (4) reflète l'incidence des quatre premiers redressements.

On constate que le coefficient de Gini diminue dans les proportions suivantes pour les différentes corrections: sous-déclaration du revenu, 2% (de 0.390 à 0.382); prise en compte des éléments non monétaires de revenu, 4.2% (de 0.382), ce qui porte le coefficient à 0.366; déduction des impôts directs--correction la plus importante--, 8.2% (de 0.366). Le coefficient de Gini, qui tombe finalement à 0.336, est réduit dans l'ensemble de 13.9% par les différentes rectifications. Parmi les corrections nécessitées par les sous-déclarations, ce sont les redressements relatifs à l'assistance sociale et aux autres transferts de l'Etat qui influent le plus (encore que dans une mesure limitée) sur l'incidence globale, sur cette dernière, de la prise en compte du revenu non monétaire se résume à l'imputation des loyers, les autres redressements se compensant mutuellement. Si l'incorporation du loyer imputé réduit l'incégalité, c'est surtout parce qu'elle accroît la part de revenu des familles âgées. Pour ce qui est des impôts directs, l'impôt sur le revenu et les droits de succession diminuent la mesure de Gini de 8.7%, tandis que les retenues à la source et les primes d'assurance hospitalière et médicale l'augmentent de 0.6%.

L'effet net de toutes ces corrections sur les parts de quintile consiste en un accroissement de la proportion revenant aux trois quintiles inférieurs (1.9, 1.8 et 0.5 point respectivement) et une diminution de celle des deux

soit plus de cinq fois l'estimation de la comptabilité nationale.⁴

(7) Intérêt imputé. Ce poste a été réparti proportionnellement aux revenus de placements déclarés lors de l'EFC.

(8) Revenus agricoles en nature. Cet élément a été réparti proportionnellement au revenu des familles dont le chef se déclarait agriculteur. Une partie de ces personnes étant en fait des ouvriers agricoles et cette catégorie socio-professionnelle comprenant aussi les pêcheurs, les chasseurs et les piégeurs, l'effet de répartition de cette correction est probablement trop élevé.

(9) Revenus supplémentaires du travail. La valeur globale a été obtenue à partir de données non publiées de la comptabilité nationale. Elle a été répartie proportionnellement aux traitements et salaires. Il se peut que la proportion de cet élément qui revient aux groupes à revenu élevé soit sous-évaluée. Par exemple, les bénéficiaires à revenu élevé ont plus de chance de profiter des cotisations patronales aux caisses privées de retraite que les bénéficiaires à faible revenu, vu la nature des règles d'attribution de la quote-part patronale.

(10) Impôts sur le revenu, droits de succession. Les Comptes nationaux estimaient à \$13 308 millions l'impôt sur le revenu pour 1973. Cette somme a été répartie proportionnellement aux impôts déclarés lors de l'EFC, ce qui corrige la sous-déclaration des impôts dans cette enquête. Les droits de succession, évalués à \$205 millions dans la comptabilité nationale, ont été imputés aux familles ayant un revenu supérieur à \$20 000.

(11) Retenues à la source. Les divers éléments de retenues ont été évalués aux montants suivants dans les Comptes nationaux: cotisations d'assurance-chômage, \$903 millions; indemnisation des accidents du travail, \$444 millions; Régime de pensions du Canada, \$939 millions; Régime de rentes du Québec, \$366 millions. Ces sommes ont été réparties en fonction des cotisations déclarées lors de l'Enquête de 1969 sur les dépenses des familles. On a

4. Selon certains, un grand nombre de propriétaires de maisons âgées ont peut-être un taux de rendement faible ou négatif sur les fonds placés dans leurs logements du fait qu'ils sont obligés de vivre dans une habitation trop grande pour eux, coûteuse à entretenir et perdant de la valeur (Holister, 1971). Si l'on corrigeait en fonction de cette hypothèse de loyer imputé, on en diminuerait la valeur globale et l'effet distributif.

par famille soient également sous-évaluées (de 25%). On a avancé deux explications pour le premier phénomène. La première est la non-déclaration des prestations par les personnes interrogées, hypothèse déjà faite dans le cas de l'assurance-chômage. C'est celle que nous avons retenue ici! Les prestations supplémentaires ont été imputées à la fois aux familles déclarant des prestations d'assurance sociale et à celles qui n'en déclaraient pas, de manière à tenir compte à la fois de la non-déclaration par certaines familles prestataires et de la sous-déclaration par les autres. La seconde explication proposée est que les familles assistées sont surreprésentées dans le groupe des non-répondants à l'enquête (25.7% des familles de l'échantillon n'ayant pu être contactées ou n'ayant pas donné de réponses exploitables). Adopter cette explication équivalerait à supposer que les familles assistées sont sous-représentées dans les estimations de l'EFC et que l'inégalité de revenu est sous-évaluée en conséquence. Comme l'indique le Tableau 6.2 ci-après, la correction apportée en fonction de la sous-déclaration de l'assistance sociale tend à réduire l'inégalité; si, par contre, on rectifiait tant les facteurs de pondération (afin d'accroître le nombre de familles assistées) que la moyenne des prestations par famille, il en résulterait un léger accroissement de l'inégalité.

(5) Autres transferts de l'Etat. Il s'agit des indemnités de formation professionnelle, de l'indemnisation des accidents du travail et des bourses d'études, par exemple. On a réparti la minoration conformément à la distribution des sommes déclarées.

(6) Loyer imputé. Dans les Comptes nationaux, on évaluait à \$1 150 millions de dollars les loyers imputés en 1973. Cependant, des calculs fondés sur la valeur marchande des logements et l'avoir net des propriétaires, conformément au supplément Avoir-Dette de 1970 à l'EFC ou au couplage de celle-ci pour 1972 et de l'Enquête de 1971 sur l'équipement ménager (voir Wolfson, 1975b, Fallis, 1976, et Kapsalis, 1976), ont donné des chiffres nettement supérieurs. On a obtenu l'estimation actuelle en choisissant 8% de la différence (valeur marchande de la maison moins principal du ou solde du prêt hypothécaire) pour les familles propriétaires de leur logement. Les données ont été tirées de la bande à usage public du couplage de l'EFC pour 1972 et de l'Enquête de 1971 sur l'équipement des ménages. Les estimations relatives aux tranches de revenu de 1971 ont été attribuées aux tranches correspondantes de 1973, aucune correction n'étant faite au titre de l'augmentation de la valeur nette ou du prix des maisons de 1971 à 1973. La valeur choisie, 8%, est le rendement net supposé des fonds placés dans les logements occupés par leur propriétaire. Le chiffre global ainsi obtenu, qui figure au Tableau 6.1, est de \$5 906 millions,

corrigés ont été calculées de nouvelles moyennes de tranche qui ont servi, avec les fréquences (inchangées) de population, à estimer les coefficients de Gini et les parts de quintile après correction.

Une autre méthode consisterait à procéder aux corrections au niveau individuel, en rectifiant le revenu des diverses unités familiales composant l'échantillon de l'EFC (selon la bande à usage public). Cette méthode est préférable, car elle donne une répartition plus détaillée des redressements (par ex. par groupe d'âge, en fonction de la taille de la famille, etc.). Du même coup, elle nécessite des hypothèses beaucoup plus élaborées sur la ventilation des corrections entre les unités familiales.

Voici les hypothèses faites pour répartir les diverses corrections.

(1) Revenus d'un emploi autonome. La valeur globale de cette correction, de même que les postes (2), (3), (4), (5), (7) et (8), a été tirée du rapprochement entre les chiffres de l'EFC et des Comptes nationaux, lequel fait partie de la documentation de la bande à usage public de l'EFC. La répartition des revenus tirés d'un emploi autonome a été répartie entre les tranches de revenu proportionnellement aux montants déclarés lors de l'EFC.

(2) Revenus de placements. La minoration a été la aussi répartie proportionnellement aux sommes déclarées dans l'EFC.

(3) Prestations d'assurance-chômage. Certaines raisons ont été faites entre la répartition des prestations déclarées par les particuliers lors de l'EFC et la ventilation correspondante tirée des dossiers de la C.A.-C. Ces derniers révèlent que, même si le nombre de bénéficiaires est sensiblement sous-évalué dans l'EFC, l'estimation des prestations moyennes par personne est à peu près correcte. La minoration a donc été imputée aux familles ne déclarant pas de prestations de chômage de manière à ne pas modifier la moyenne des prestations par famille bénéficiaire. Il se peut que cette méthode de répartition des prestations supplémentaires d'A.-C. donne une idée exagérée de leurs effets de répartition en sous-évaluant la proportion des bénéficiaires apportant des gains secondaires dans une famille à revenu relativement élevé.

(4) Assistance sociale. Les chiffres estimatifs de cas d'assistance sociale par province laissent à penser, là encore, que le nombre de familles bénéficiaires est sensiblement minore (de 30%), encore que les prestations moyennes

TABLÉAU 6.1

VALEUR GLOBALE DES CORRECTIONS APPORTÉES AU REVENU FAMILIAL
(EN MILLIONS DE \$)

A.	Revenu monétaire familial, EFC (ensemble des unités familiales économiques, 1973)	76 309
<hr/>		
PLUS: Corrections pour sous-déclaration		
1.	Revenus d'un emploi autonome	2 450
2.	Revenus de placements	1 950
3.	Prestations d'assurance-chômage	686
4.	Assistance sociale	555
5.	Autres transferts de l'Etat	629
B.	Revenu monétaire familial corrigé	82 579
<hr/>		
PLUS: Eléments non monétaires du revenu		
6.	Loyer imputé	5 906
7.	Intérêt imputé	900
8.	Produits agricoles: aliments, com- bustible et variation des stocks	783
9.	Revenus supplémentaires du travail	4 212
C.	Revenu familial corrigé	94 380
<hr/>		
MOINS: Impôts directs		
10.	Impôts sur le revenu, droits de succession	-13 513
11.	Retenues à la source (A.-C., A.T., RPC/RRQ)	- 2 652
12.	Primes d'assurance hospitalière et médicale	- 679
D.	Revenu familial corrigé après impôts	77 536

Sources: Voir ci-après.

Sources: voir ci-après.

compagnies d'assurance, des organismes de bienfaisance, etc., ainsi que les subventions publiques aux établissements de recherche et d'enseignement supérieur font partie du revenu personnel mais, comme ils ne reviennent pas aux familles, ils sont exclus de l'EFC. Il n'est pas nécessaire de corriger les revenus de l'enquête à l'égard de ces éléments. L'autre différence entre le revenu personnel et le revenu monétaire familial de l'EFC tient à ce que le premier comprend divers éléments de revenu imputés ou non monétaires. Mentionnons le loyer imputé pour les logements occupés par leur propriétaire, l'intérêt imputé, la valeur des produits agricoles consommés dans les fermes, augmentée de la valeur des variations des stocks agricoles, les revenus supplémentaires du travail ainsi que certains postes mineurs comme un transfert au détriment du secteur des entreprises au titre des créances irrécouvrables. Les quatre plus importants éléments font l'objet d'une correction, comme l'indique le Tableau 6.1.

Impôts directs. L'EFC relève les impôts sur le revenu, mais non les autres prélèvements fiscaux directs. Ces derniers comprennent les droits de succession, les retenues à la source (dont les cotisations d'assurance-chômage, d'indemnisation des accidents du travail et de pensions du Canada ou de rentes du Québec) ainsi que les primes d'assurance hospitalière et médicale provinciale. La correction des prélèvements à la source porte tant sur les cotisations des employés que sur celles des employeurs, puisque ces dernières sont ajoutées au revenu supplémentaire du travail. Les corrections relatives aux impôts directs figurent en dernier dans le Tableau 6.1.

6.2.b. Ampleur et répartition des corrections

Il doit être bien entendu que l'estimation de l'effet sur l'inégalité de ces diverses corrections apportées au revenu familial n'a qu'une valeur indicative, notamment parce que le choix des éléments corrigés est discutable et que les résultats d'une série incomplète de rectifications peuvent être trompeurs. En outre, la répartition de certains des éléments rectifiés entre les différentes tranches de revenu est extrêmement incertaine. Dans quelques cas, on n'a vraiment pas assez de renseignements à l'heure actuelle pour dire si la correction accroît ou diminue le niveau d'inégalité.

Voici la méthode générale suivie pour simuler les corrections de revenu. On a d'abord calculé la répartition du redressement global (en dollars) entre les dix-huit tranches de revenu du Tableau B-1 de l'Annexe, selon des sources et des méthodes différant pour chaque élément de redressement. On a ensuite ajouté les sommes calculées au revenu total des dix-huit tranches. À partir des revenus totaux

Population visée. Les tableaux de l'EFC ne tiennent pas compte des habitants du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest ni des personnes résidant en institutions (par ex. prisons, hôpitaux, orphelinats, foyers pour personnes âgées), dans les réserves indiennes ou dans les camps militaires, ni de toutes les autres familles dont une solde constituait la principale source de revenu. Cela exclut environ 3% de la population. Le revenu correspondant est de l'ordre de \$1 650 millions de dollars, compte tenu de l'exclusion de la solde des militaires et autres revenus de leurs familles. Etant donné que le revenu moyen des familles exclues est inférieur à la moyenne canadienne, leur inclusion accroîtrait l'inegalité. On n'a apporté ici aucune correction à cet égard.

Sous-déclaration. L'ensemble des revenus déclarés dans l'EFC est minoré d'environ 7.7% par rapport au chiffre des Comptes nationaux, après correction de ce dernier en fonction de la population et des définitions de l'EFC. Dans celle-ci, toutefois, cinq éléments de revenu expliquent la quasi-totalité de la différence, à savoir: les revenus tirés d'un emploi autonome (sous-déclaration de 34%), les revenus de placements (37%), les prestations d'assurance-chômage (35%), l'assistance sociale (47%) et les autres transferts de l'Etat (59%). La sous-déclaration s'élève aussi à environ 13% pour les impôts sur le revenu. Les estimations de répartition du revenu données par l'EFC ont été redressées en conséquence. Les corrections globales figurent au Tableau 6.1. Nous indiquons ci-après, pour chaque élément, les hypothèses posées à l'égard de la répartition des sommes sous-déclarées; leur répartition en pourcentage est indiquée au Tableau B-1 de l'Annexe.

Rappelons que ces corrections ne visent qu'à donner une idée des effets possibles de sous-déclaration sur les estimations de l'inegalité. Comme nous l'avons indiqué, le rapprochement EFC-Comptes nationaux n'est qu'approximatif, les agrégats de revenu de la comptabilité nationale sont également des chiffres estimatifs susceptibles de présenter des erreurs et les hypothèses retenues pour répartir les sommes non déclarées entre les tranches de revenu sont nécessairement grossières.

Corrections de définition. Les éléments du revenu personnel en comptabilité nationale diffèrent à plusieurs égards des composantes du revenu de l'EFC. Ce dernier comprend deux éléments qui ne figurent pas dans le revenu personnel; il s'agit des prestations de pension (parce qu'elles sont versées par des régimes de fiducie et d'assurance qui relèvent du secteur des particuliers) et des "autres revenus monétaires", où entrent par exemple les rentes, les bourses d'étude et les pensions alimentaires. Par contre, les revenus de placements des régimes de pensions en fiducie, des

du revenu. (Les Comptes nationaux ne comportent évidemment pas de décomposition au niveau des particuliers ou des familles.) Cependant, l'EFC ne renseigne que sur les revenus monétaires courants et, compte tenu de cette définition du revenu, est sujette aux limites imputables à la sous-déclaration notable de certains éléments de revenu. Par conséquent, pour faire une étude détaillée et complète de la répartition du revenu par unité familiale, on doit partir des données de l'EFC, puis les corriger à l'aide des informations données par les autres sources, voire par d'autres éléments encore. En principe, les corrections ou imputations devraient être faites au niveau micro-économique ou famille par famille, en fonction de tous les renseignements disponibles sur la répartition du facteur de correction entre les tranches de revenu, les groupes d'âge, les tailles et les catégories de famille, etc. Il n'entre pas dans notre propos de fournir ici des estimations de l'inégalité du revenu calculées de cette façon, mais nous essaierons, dans la suite du chapitre, d'indiquer les principales étapes de ce calcul et d'en suggérer, de manière approximative, les résultats probables.

6.2.a. Aperçu des corrections apportées

Pour toutes les unités familiales économiques en 1973, l'ensemble des revenus monétaires était estimé, selon l'EFC, à \$76.3 milliards, tandis que le revenu personnel d'après les Comptes nationaux s'élevait à \$95.5 milliards. Statistiquement Canada a préparé un état de rapprochement entre le chiffre de l'EFC et celui des Comptes nationaux. Même si ce rapprochement constitue actuellement la meilleure source de renseignements sur l'ampleur de la sous-déclaration dans l'EFC, il convient de se rappeler deux choses. En premier lieu, le rapprochement n'est pas complet. Aucune correction n'est faite, par exemple, à l'égard du revenu canadien des familles qui quittent le pays en cours d'année. Ce revenu est pris en considération dans les Comptes nationaux, mais pas dans l'EFC. En second lieu, les estimations des composantes du revenu dans les Comptes nationaux sont entachées d'une marge d'erreur appréciable, comme le prouvent les importantes révisions faites de temps à autre. Le rapprochement permet de voir dans quelle mesure la population visée, la sous-déclaration et les différentes définitions contribuent à l'écart entre les deux estimations.³

3. Les deux chiffres, celui de l'EFC et celui des Comptes nationaux, ont été révisés depuis la préparation de l'état de rapprochement. Nous n'avons pas essayé ici de corriger ces chiffres.

Les avoirs ou les droits à revenu futur peuvent prendre diverses formes. Les avoirs financiers sont l'exemple qui vient le plus facilement à l'esprit, mais il ne faut pas oublier non plus les actifs matériels tels que les terrains, les maisons, les automobiles et les autres biens de consommation durables susceptibles de servir aussi bien à l'avenir que présentement. De fait, le supplément Avoir-Dette de 1970 à l'EFC (Statistique Canada, n° de cat. 13-547) indiquait que la valeur des logements représentait 57% des avoirs, contre 28% pour l'ensemble des avoirs financiers. Un dernier élément, souvent négligé malgré son importance, est constitué par les droits à revenu futur, par exemple les droits à pension acquis (qui peuvent dépendre d'avantage de la formule de pension que des antécédents de cotisation) ou les droits aux transferts de l'État tels que la Sécurité de la vieillesse (SV), les Régimes de pensions du Canada et de rentes du Québec et le Supplément de revenu garanti (SRG). Dans le cas de ce dernier, les droits dépendent des revenus futurs tirés d'autres sources. Néanmoins, l'instauration et la majoration de la SV, du SRG et des prestations de ce genre ont amélioré les espérances de revenu de toutes les familles tout particulièrement de celles qui ont un faible revenu; il s'agit donc d'un accroissement de leurs avoirs. À la section 6.2, nous n'avons apporté aucune correction susceptible de convertir une comparaison de revenu en comparaison de richesse, si ce n'est en ajoutant les revenus supplémentaires du travail, qui comprennent les cotisations patronales aux caisses de retraite de l'État et des entreprises. Le principal effet d'une correction du revenu par l'addition de l'équivalent-rente des avoirs semble consister en une amélioration de la situation relative de revenu des familles âgées et donc en une réduction de l'inégalité. (Voir Wolfson (1975b). Le concept de richesse employé correspondait à la "valeur nette", soit à l'ensemble des avoirs diminué de l'ensemble des dettes, la valeur actuelle des droits à pension n'étant cependant pas comprise dans les avoirs.)

6.2. EFFET SUR L'INÉGALITÉ DE CERTAINES CORRECTIONS DU REVENU FAMILIAL

On trouve au Canada trois grandes sources de statistiques sur les revenus annuels des particuliers: l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), les informations tirées par échantillonnage des déclarations d'impôt et les Comptes nationaux des revenus et des dépenses. Le recensement décennal donne des renseignements sur les revenus, pour les années de recensement, à l'aide de la même définition que dans l'EFC. Parmi les trois sources de données annuelles, seule l'EFC donne des informations en fonction des unités familiales et ne présente pas de lacunes importantes (par ex., personnes ne produisant pas de déclaration d'impôt) susceptibles de biaiser les mesures de l'inégalité

dans les études de répartition du revenu a le même effet que l'hypothèse selon laquelle ces composantes du revenu réel seraient réparties entre les familles en proportion du revenu monétaire de ces dernières. Cette hypothèse implicite doit certes faire l'objet d'un examen attentif dans toute étude sérieuse de la répartition du bien-être individuel.

6.1.e. Richesse actuelle et revenu futur

Si nous étudions cette dernière catégorie de corrections à la définition du revenu, c'est que le bien-être matériel d'une personne ne dépend pas uniquement de son revenu actuel. Le détenteur d'avoirs financiers (sans dettes en contrepartie) peut s'en servir pour financer sa consommation courante s'il considère son revenu actuel comme insuffisant. L'élément de sécurité représenté par les revenus futurs anticipés permet souvent à une personne d'accroître sa consommation actuelle en empruntant davantage ou en épargnant moins. En résumé, la personne qui possède un certain avoir ou des droits à revenu futur se trouve dans une meilleure situation économique que celle qui ne possède rien, à revenu courant égal.

L'équivalence entre un avoir et un flux de revenus futurs est établie dans la définition de la "valeur actuelle-le" (VA) d'un actif comme étant la somme de tous les revenus futurs (Y_t) produits par cet actif, actualisés ou escomptés) à l'aide du taux d'intérêt (r). On a :

$$VA = Y_0 + \frac{Y_1}{(1+r)} + \frac{Y_2}{(1+r)^2} + \dots + \frac{Y_N}{(1+r)^N}$$

où N représente la durée de vie de l'actif. La valeur marchande de celui-ci, qu'il s'agisse d'une maison ou d'une action ordinaire, traduit l'opinion des acheteurs et des vendeurs sur les revenus futurs qu'il produira.

La valeur d'un avoir peut être convertie en un "revenu équivalent-rente" (Y_p) satisfaisant à l'égalité :

$$VA = Y_p + \frac{Y_p}{(1+r)} + \frac{Y_p}{(1+r)^2} + \dots + \frac{Y_p}{(1+r)^T}$$

où T représente l'espérance de vie à courir du détenteur. Cette formule a servi à corriger le revenu courant en fonction de la richesse dans l'étude de Weisbrod et Hansen (1968). Une rectification analogue a été apportée aux statistiques canadiennes par Wolfson (1975b).

Si deux personnes disposent d'un revenu égal pour leur consommation courante mais habitent des provinces dont les taux de taxe de vente diffèrent, elles risquent de faire face à des prix différents et, par conséquent, d'avoir un revenu réel différent. Il ne suffit donc pas de corriger les revenus en fonction des impôts directs pour tenir compte des effets de la fiscalité sur la répartition du revenu. Si les corrections visent à permettre de comparer des revenus réels (plutôt que d'évaluer l'incidence de la fiscalité), il faut également prendre en considération les écarts de prix dus à des causes non fiscales. On peut penser, par exemple, aux différences de coût de la vie entre les zones urbaines et rurales. Aucune estimation de l'inégalité régionale n'étant étudiée ici, nous n'avons pas essayé de corriger les revenus en fonction des différences de prix.

6.1.d. Autres éléments non pécuniaires de revenu

Ces éléments du revenu réel englobent une vaste gamme d'avantages et de coûts associés aux conditions d'obtention du revenu. Par exemple, les heures de travail nécessaires à l'acquisition d'un revenu monétaire donné déterminent les loisirs disponibles pour la jouissance de ce revenu; il se peut, par exemple, qu'un revenu familial après impôt de \$12 000 soit gagné, dans une famille donnée, par une seule personne mais nécessite, dans une autre famille, un travail à plein temps à la fois pour l'époux et l'épouse. Les conditions de travail se traduisent également par des avantages ou des coûts que les personnes, lors du choix d'un emploi, mettent en regard des différences de revenu monétaire. Citons à ce titre, du côté positif, des conditions matérielles de travail agréables, des tâches stimulantes sur le plan intellectuel et les possibilités de voyages et, du côté négatif, l'inconfort physique ainsi que les risques d'accident ou de maladie industrielle. On peut aussi classer parmi les avantages non pécuniaires les effets liés au lieu de travail (milieu rural ou urbain, proximité de la famille, etc.).

On ne procède pratiquement jamais à une correction du revenu en fonction de ces avantages et coûts non pécuniaires, dans les études de répartition du revenu, du fait qu'ils sont extrêmement difficiles à quantifier et que leur évaluation est intrinsèquement subjective. Ainsi, le temps de loisirs, l'absence de risque de blessure et l'attrait de la campagne par rapport à la ville prendront, selon les individus, des valeurs différentes. Il est néanmoins admis que le revenu monétaire n'est qu'un élément parmi d'autres, et parfois pas le plus important, dans le choix d'un emploi. Il est également évident que les conditions de travail varient énormément au Canada, comme partout ailleurs. La mise à l'écart de ces éléments non pécuniaires du bien-être

mais non de la totalité, des dépenses publiques du fait que les autres programmes de l'Etat non pris en compte sont eux aussi susceptibles d'avoir d'importants effets distributifs (par ex. les dépenses publiques au chapitre du transport aérien).

Les effets distributifs de ces dépenses sont très peu clairs. Prenons par exemple les services médicaux assurés. Le plus simple consiste à supposer que ces services sont répartis entre les familles conformément à la taille de ces dernières. On peut aussi supposer que les prestations reviennent aux familles à faible revenu sont supérieures à la moyenne en raison des relations existant entre l'âge, le faible revenu et le mauvais état de santé. Cependant, les informations limitées dont on dispose font entrevoir des conclusions opposées. Les résultats provisoires d'une étude portant sur les dossiers du régime d'assurance-hospitalisation de l'Ontario (OHIP) pour 1974-1975 indiquent que la moyenne des prestations médicales aux familles ayant un revenu supérieur à \$14 000 était de 60% supérieure à la moyenne relative aux familles à revenu inférieur à \$8 000 (étude de Manga pour l'Ontario Economic Council, dont certains résultats sont présentés dans Reuber, 1976). De même, une étude de la répartition des prestations médicales parmi les personnes admissibles de plus de 65 ans aux États-Unis a révélé que la moyenne des prestations versées aux personnes ayant un revenu familial supérieur à \$15 000 dépassait le double des prestations versées aux personnes à revenu inférieur à \$5 000 (Davis, 1976). Il semble donc que, même si les familles pauvres ont peut-être davantage "besoin" de soins médicaux, les familles à revenu supérieur obtiennent peut-être en fait plus de soins, ou des soins de valeur supérieure. L'assurance-maladie serait dans ce cas un programme moins redistributif qu'on le pense généralement.

En raison de l'insuffisance des renseignements sur l'ampleur et la ventilation des avantages découlant de ces programmes, nous n'avons pas corrigé le revenu à cet égard à la section 6.2; ce sujet justifierait de toute évidence des recherches plus approfondies.

6.1.b. Impôts directs

On peut apporter une correction relativement simple au revenu en soustrayant les impôts directs payés. Outre l'impôt sur le revenu, ces derniers comprennent les droits de succession, les retenues à la source au titre, par exemple, de l'assurance-chômage, du RPC, du RQ et de l'indemnisation des accidents du travail, ainsi que des primes des régimes publics d'assurance hospitalière et médicale. Si les cotisations patronales sont incluses dans le revenu (à titre de revenu supplémentaire du travail), elles doivent également entrer dans les impôts directs.

Revenus supplémentaires du travail. Une importante composante du revenu qui n'apparaît pas dans les revenus monétaires déclarés est constituée par les cotisations patronales aux régimes sociaux des employés, aux caisses d'indemnisation des accidents du travail, à l'assurance-chômage, aux régimes de pensions du Canada et de rentes du Québec, ainsi qu'aux caisses de retraite d'entreprises et de syndicats. Il faut remarquer que les deux derniers éléments se rapportent à des revenus futurs. Notons aussi que, comme les cotisations aux régimes d'État sont considérées comme des impôts directs, elles sont déduites du revenu lorsqu'on calcule celui-ci après impôt.

Les cinq éléments de revenu décrits précédemment font tous partie du revenu personnel selon les Comptes nationaux; quatre d'entre eux font l'objet de corrections à la section 6.2.

Transferts publics en nature. Le revenu monétaire familial ne comprend pas certains transferts en nature importants, comme les services médicaux. La valeur de ces derniers est incluse dans les dépenses courantes de l'État, mais non dans les revenus ni la consommation des familles. Dans les études d'incidence fiscale effectuées par Gillespie et Dodge, entre autres, les avantages (mesurés d'après les sommes déboursées) correspondant à toutes les dépenses publiques sont répartis sur l'ensemble de la population et supposés, de ce fait, contribuer aux revenus réels des familles. Par exemple, les dépenses de voirie des pouvoirs publics sont réparties entre les diverses tranches de revenu des familles en fonction des dépenses familiales au titre de l'utilisation d'automobiles et des biens transportables (voir un exemple dans Dodge, 1975, Tableau 2).

Une "voie moyenne", dans la prise en compte des transferts publics en nature, consisterait à n'ajouter au revenu que les dépenses publiques à caractère explicitement redistributif. Cela comprendrait les médicaments et les soins dentaires fournis gratuitement à certains prestataires du bien-être social et la partie subventionnée de certains biens et services comme les garderies, l'aide juridique, l'enseignement supérieur et le logement public. On pourrait également y faire entrer certains grands programmes universels comme les soins médicaux et hospitaliers ainsi que l'enseignement primaire et secondaire. Une correction appropriée à l'égard de ces dépenses permettrait de parer à la critique selon laquelle l'évolution de l'inégalité du revenu donne des indications trompeuses en ne tenant pas compte de la consommation accrue de services fournis par l'intermédiaire de l'État (par ex. les soins médicaux), dont l'incidence la plus forte s'exerce peut-être parmi les familles à faible revenu. Par contre, on pourrait trouver à redire à la correction du revenu en fonction de certaines,

Les questions précises à étudier dans toute étude de la répartition du revenu conditionnent donc le choix et l'utilisation du concept de revenu. Dans les paragraphes qui suivent sont exposées certaines corrections susceptibles d'être apportées au revenu monétaire familial pour permettre de mieux comparer le bien-être des différentes familles.

6.1.a. Revenu en nature

Nous étudions ci-après plusieurs éléments des revenus courants qui n'apparaissent pas dans le revenu monétaire de la famille.

Loyer imputé. Le propriétaire d'un logement tire un revenu de la valeur d'actif représentée par ce dernier. Ce revenu peut être interprété comme une diminution des frais de logement qu'il subirait s'il était locataire, ou un équivalent du revenu monétaire qu'il pourrait obtenir en vendant son habitation et en plaçant le produit de la vente en actions ou en obligations, par exemple. Etant donné que les revenus de placements sont compris dans le revenu familial, la logique exige qu'on y fasse entrer également les revenus tirés des actifs physiques. En principe, on devrait étendre ce raisonnement aux revenus correspondant à la possession d'une automobile et d'autres biens de consommation durables, mais ces corrections n'auraient vraisemblablement qu'un effet négligeable.

Intérêt imputé. Les banques et autres institutions financières fournissent aux déposants des services qu'elles ne font pas payer directement, mais dont elles récupèrent le coût grâce à l'écart séparant leurs taux débiteurs et créditeurs. Si ces services étaient facturés directement, les taux d'intérêt servis aux déposants seraient majorés, ce qui accroîtrait la composante "revenus de placements" dans le revenu monétaire des familles. (Evidemment, les dépenses des familles au titre des services bancaires seraient majorées d'une somme identique.)

Aliments et combustibles consommés dans les fermes. Cet élément correspond à la production qui ne donne lieu à aucun revenu en espèces, y compris la valeur de l'accroissement des stocks agricoles.

Nourriture, logement et habillement fournis par l'employeur. Cet élément intervient dans le cas des travailleurs de la construction et des camps de bûcherons, des employés d'hôtel, des fermes d'élevage et des navires, par exemple, mais correspond surtout aux revenus en nature dont bénéficient les membres de l'Armée. Etant donné que les familles des militaires sont en majeure partie exclues de la population visée par l'Enquête sur les finances des consommateurs, aucune correction n'a été apportée au titre de cet élément de revenu à la section 6.2.

La définition du revenu personnel dans les Comptes nationaux des revenus et des dépenses est dans l'ensemble conforme à celle de Simons (à ceci près que les gains en capital ne sont pas pris en considération); par conséquent, les estimations des composantes du revenu personnel peuvent servir de base à certaines corrections au revenu monétaire familial.²

Les études portant sur les effets de répartition des impôts et des dépenses publiques définissent les notions de "revenu élargi" (broad income) et de "revenu élargi corrigé". Voir, par exemple, Gillespie (1966, 1976), Maslove (1973), Pechman et Okner (1974) et Dodge (1975). Le revenu élargi correspond au revenu personnel en l'absence d'impôts et de dépenses publiques. Le revenu élargi corrigé représente le même revenu après correction en fonction des impôts et des dépenses publiques. Le concept de revenu élargi (à ceci près qu'il ne tient pas compte des transferts de l'État aux particuliers) est dans l'ensemble conforme à la définition de Simons, appliquée au niveau national. La principale différence qu'il présente par rapport au revenu personnel selon les Comptes nationaux est qu'il comprend le revenu couru mais non versé aux particuliers (par ex. les bénéfices non distribués des entreprises). Les effets de répartition de la fiscalité indirecte et des dépenses publiques sont évalués, dans ces études, par estimation de leur incidence sur le prix de divers articles, puis ventilation de ces effets de prix entre les particuliers conformément à leurs profils respectifs de consommation. La notion de revenu retenue dans ces études est donc celle d'un revenu "réel" après correction des variations de prix; cependant, comme elles visent à mesurer les répercussions des activités de l'État plutôt qu'à effectuer des comparaisons de bien-être, seules les variations de prix imputables à ces activités sont prises en compte. (Par ex., les variations de prix dues à une majoration de la taxe de vente seront prises en considération, mais non les écarts de prix entre zones urbaines et rurales.)

1. Statistique Canada, Comptes nationaux des revenus et des dépenses, Vol. I, estimations annuelles, 1926-1974, no de cat. 13-531; Vol. III, Définitions-concepts-sources-méthodes, no de cat. 13-549F.

2. La définition de Simons n'est applicable que dans une certaine mesure; par exemple, comme la quantité et la valeur marchande de la plupart des éléments de la production ménagère (par ex. cuisine et nettoyage) ne font pas l'unanimité, la valeur de ces services n'est pas prise en compte, actuellement, dans le revenu personnel.

nationaux et les études d'incidence fiscale. La seconde section donne certaines estimations provisoires de l'effet, sur l'inégalité de revenu, de certaines corrections proposées, notamment de celles qui tiennent compte de la sous-déclaration dans l'EFC. Cet élargissement de la définition du revenu n'a qu'une valeur d'exemple, étant donné que nous omettons d'importantes corrections, que l'ampleur des redressements à apporter (notamment au titre de la sous-déclaration) n'est pas parfaitement déterminée et que les effets de répartition de certaines des rectifications effectuées reposent sur des hypothèses très minces.

6.1. NOTIONS DE REVENU, DE RICHESSE ET DE BIEN-ÊTRE

La définition classique du revenu est celle que donne H.C. Simons (1938, p. 50; reprise dans Houghton, 1970, p. 39):

"Le revenu personnel peut se définir comme la somme algébrique de (a) la valeur marchande des droits de consommation exercés et (b) la variation de valeur des droits de propriété entre le début et la fin de la période considérée. En d'autres termes, ce revenu est le résultat obtenu en ajoutant la consommation pendant la période à la 'richesse' en fin de période, diminuée de la 'richesse' en début de période." (traduction libre)

On peut résumer cette définition par les expressions "augmentation des ressources disponibles" ou "augmentation de richesse". Plusieurs éléments de la définition méritent d'être relevés. En premier lieu, elle indique non pas le niveau actuel de bien-être matériel dans le sens de la consommation réelle pendant la période, mais le niveau "potentiel" de consommation susceptible d'être atteint sans diminution du patrimoine du consommateur. En second lieu, elle ne distingue pas entre revenu monétaire et revenu en nature. En troisième lieu, elle tient compte des gains en capital, ou hausse de la valeur des actifs. Que ces gains en capital soient réalisés ou non par vente des actifs en question n'a pas d'importance. En quatrième lieu, cette définition a des conséquences différentes selon qu'on l'applique aux niveaux individuel ou national. Par exemple, les prestations de retraite versées par les régimes de pension en fiducie constituent un revenu pour les bénéficiaires mais, à l'échelle nationale, elles représentent des transferts entre particuliers qui s'annulent. Les différences entre cette définition du revenu et le revenu monétaire de la famille font penser à certaines corrections qu'il est possible d'apporter à ce dernier concept. Par contre, toute rectification du concept de revenu qui tiendrait compte des différences de richesse irait au-delà de cette définition.

6. DÉFINITION DU REVENU

La plupart des comparaisons de bien-être et calculs d'inégalité sont fondés sur des estimations du revenu monétaire familial avant impôt, à partir d'enquêtes sur les ménages. Ces estimations de revenu sont entachées des erreurs d'échantillonnage et de réponse inhérentes à tous les sondages. Dans l'Enquête de Statistique Canada sur les finances des consommateurs (EFC), les erreurs les plus manifestes se traduisent par la sous-déclaration notable de certains éléments du revenu, si l'on considère les agrégats correspondants des Comptes nationaux. En outre, le revenu monétaire familial est une notion étroite qui risque de donner des indications trompeuses sur la situation économique d'une famille par rapport à une autre. Par conséquent, même si A et B disposaient du même revenu monétaire, leurs niveaux de vie respectifs paraîtraient différents à la plupart des gens si :

- B verse un loyer tandis que A est propriétaire d'un logement entièrement payé;
- A bénéficie de prix relativement avantageux pour la plupart de ses achats parce qu'il habite une province où la taxe de vente est faible (ou parce qu'il vit dans une zone rurale);
- A, à la différence de B, a d'importants avoirs financiers dont il peut se servir en cas de besoin, ou il possède des droits à pension plus élevés que ceux de B, ce qui lui permet de consacrer une plus grande partie de son revenu actuel;
- A a une semaine ou une journée de travail plus courte que celle de B, ou accomplit des tâches moins difficiles ou moins dangereuses.

Pour faire des comparaisons valables de bien-être tenant compte de tous les facteurs mentionnés ci-dessus, il convient de modifier profondément la définition du revenu. Il faudrait faire entrer dans ce dernier non seulement les avantages en nature, mais aussi les avantages "immatériels" représentés par des conditions de travail hygiéniques et agréables, et prendre en considération les différences de richesse. Le "revenu" obtenu après ces corrections constituerait évidemment une notion plus large que les définitions habituelles.

Dans la première section de ce chapitre, nous étudierons ces concepts de façon un peu plus détaillée, en partant des définitions du revenu employées dans les Comptes

TABEAU 5.1

EFFETS DU CYCLE DE VIE SUR L'INÉGALITÉ DE 1965 À 1973

Inégalité au sein des groupes d'âge	Pyramide des âges	Profil de revenu en fonction de l'âge	Coef- ficient de Gini	Variation par rapport à 1973
1. 1973	1973	1973	.386	0
2. 1965	1973	1973	.382	-.004
3. 1973	1965	1973	.380	-.006
4. 1973	1973	1965	.379	-.007
5. 1965	1965	1965	.372	-.014

Sources: Statistique Canada, Revenu des familles et des particuliers non agricoles au Canada, certaines années, 1951-1965 (no de cat. 13-529F) et Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1973 (no de cat. 13-207). Calculs de Santé nationale et Bien-être social.

la mesure normale de Gini. Une autre démonstration du manque de validité de la mesure de Paglin est donnée à la page 117 de l'ouvrage de Love et Wolfson (1976), où l'on indique les coefficients de Gini relatifs aux différents groupes d'âge pour les unités familiales économiques en 1971. Ces coefficients variant entre 0.306 et 0.459, il est évident qu'une "moyenne pondérée" de l'inégalité à l'intérieur des groupes d'âge ne peut en aucun cas être voisine de 0.236.

En ce qui concerne le cycle de vie, une série de questions plus intéressante porte sur l'incidence des variations chronologiques de l'inégalité à l'intérieur des groupes d'âge, de la pyramide des âges et du profil de revenu en fonction de l'âge. Bien qu'une étude de ce genre ne permette peut-être pas de remonter aux causes premières, il est possible de définir les tendances qui sont intervenues et leur contribution à l'évolution de l'inégalité globale. Un ensemble de coefficients de Gini calculé à partir de populations standardisées est présenté au Tableau 5.1 pour les années 1965 et 1973. La méthode a consisté à modifier la répartition de 1973 pour la faire correspondre à celle de 1965, facteur par facteur. Ainsi, la ligne 1 indique le coefficient de Gini de 1973, alors qu'à la ligne 2 figurent les coefficients qui auraient été calculés pour cette année-là si l'inégalité à l'intérieur des groupes d'âge avait été celle de 1965, la pyramide des âges et le profil du revenu selon l'âge restant les mêmes qu'en 1973.

D'après le tableau, le coefficient de Gini a augmenté de 0.014 entre 1965 et 1973, et chacun des trois facteurs est intervenu dans cette hausse. L'élément qui y a le plus contribué est la variation des moyennes de revenu relatif des divers groupes d'âge. L'évolution de l'inégalité à l'intérieur de ces derniers a également joué un rôle dans l'aggravation de l'inégalité--constatation qui, de nouveau, infirme les résultats de Paglin. En ce qui concerne les causes de ces tendances et les effets qui en résultent pour l'inégalité, nous avons déjà indiqué qu'une évolution de la pyramide des âges qui accroît la proportion des jeunes parmi les adultes, en entraînant une offre excessive de certaines catégories de main-d'œuvre, est susceptible de modifier l'inégalité à l'intérieur des groupes et le profil du revenu en fonction de l'âge, deux éléments qui contribuent encore à l'accroissement de l'inégalité. Les résultats du Tableau 5.1 viennent à l'appui de cette hypothèse.

par Paglin afin de corriger le coefficient de Gini des variations "intrafamiliales" de revenu. Son étude comporte l'estimation d'une "mesure de Gini par âge" (soit le coefficient de Gini calculé selon l'hypothèse que tous les membres d'un groupe d'âge donné ont le revenu moyen de ce groupe) qui est ensuite soustraite de la mesure normale afin d'obtenir un coefficient corrigé de "Gini-Paglin". Comme la mesure de Gini par âge mesure l'inégalité imputable aux écarts entre les revenus moyens de différents groupes d'âge, Paglin soutient que son coefficient mesure l'inégalité "interfamiliale" ou l'inégalité corrigée des différences de revenu liées à l'âge. Il affirme encore que son coefficient constitue une mesure valable pour les comparaisons de bien-être sur la base des revenus à vie et constate, d'une part, qu'il est nettement inférieur à la mesure habituelle de Gini (0.239 contre 0.359 pour les États-Unis en 1972) et, d'autre part, qu'il diminue avec le temps.

Les remarques formulées au début de ce chapitre et l'étude du coefficient de Gini présentée au chapitre 2 permettent de conclure que Paglin se trompe à au moins trois égards. En premier lieu, il ne tient pas compte des différences entre les profils de revenu à vie selon les individus. En second lieu, dans ses déclarations normatives, il rejette toute préoccupation sociale concernant les inégalités de revenu entre générations. Sa plus grosse erreur, cependant, consiste à donner pour ce qu'elle n'est pas (sur le plan mathématique) une mesure obtenue en soustrayant le coefficient de Gini en fonction de l'âge du coefficient normal. Ce calcul ne produit pas la valeur que prendrait le coefficient de Gini si chaque groupe d'âge avait le même revenu moyen. Comme nous l'avons indiqué au chapitre 2, le coefficient de Gini ne peut être décomposé en une inégalité "inter-groupe" et "intra-groupe", sauf quand les revenus des différentes catégories ne se chevauchent pas, condition que ne présentent pas les groupes d'âge.

Une façon valable d'éliminer les effets d'une variable sur le coefficient de Gini consiste à "standardiser" la population, en multipliant le revenu de chaque unité familiale composant cette dernière par le rapport du revenu moyen global à la moyenne du groupe d'âge de la famille. On obtient ainsi une répartition présentant la même inégalité qu'avant à l'intérieur des groupes d'âge, mais une inégalité nulle entre groupes du fait que les nouvelles moyennes de ces derniers sont égales. En procédant de cette façon pour l'ensemble des unités familiales économiques au Canada en 1973, on a diminué le coefficient de Gini d'environ 5%, de 0.386 à 0.365. Par contre, la valeur du coefficient de "Gini-Paglin", censé mesurer la même inégalité à l'intérieur des groupes d'âge et calculé d'après les mêmes données, s'établissait à 0.236, ce qui est inférieur de 39% à

modèle de probabilité combiné à des hypothèses d'évolution au niveau global.³

En l'absence d'estimation sûre de l'inégalité des revenus à vie, on peut faire quelques observations sur son niveau probable. Il faut d'abord distinguer l'inégalité de revenu à vie à l'intérieur d'un groupe et entre plusieurs groupes. Les écarts sensibles entre les revenus à vie de groupes successifs (comme l'indique la Figure 5.3) se traduisent par une inégalité beaucoup plus marquée dans le second cas que dans le premier. De même, plus l'inégalité "intra-groupe" des revenus à vie sera faible, plus la différence entre l'inégalité dans un groupe quelconque et l'inégalité dans l'ensemble de la population sera élevée. Prenons maintenant le cas de l'inégalité des revenus à vie à l'intérieur d'un groupe. Si le classement des unités familiales par revenu dans le groupe ne doit pas varier pendant la durée de vie de ce dernier, cette inégalité "interne" doit être une moyenne de l'inégalité entre les divers groupes d'âge à une date donnée. (Pour les unités familiales économiques en 1971, le coefficient de Gini allait de 0.306 à 0.459 pour différents groupes d'âge de dix ans.) Cependant, dans la mesure où le classement des unités familiales varie dans le temps, l'inégalité des revenus à vie doit être réduite en conséquence par rapport à ce niveau. Ces observations laissent à penser que, pour n'importe quel groupe d'âge, cette inégalité doit être inférieure à l'inégalité dans l'ensemble de la population une année donnée; par contre, l'inégalité des revenus à vie pour plusieurs groupes peut fort bien être supérieure à l'inégalité des revenus d'une année.

Au lieu d'essayer de simuler une répartition des revenus à vie, on a recouru à des méthodes plus simples afin d'étudier les effets du cycle de vie. L'une des méthodes qui a le plus attiré l'attention est celle employée

3. Un bon exemple du premier genre d'analyse se trouve dans Blinder (1974). Celui-ci considère comme donnés les taux de rémunération d'un échantillon synthétique d'individus, suppose qu'ils choisissent tous un profil chronologique et une répartition du travail et des loisirs, de l'épargne et de la consommation conformément à leurs goûts, afin d'obtenir des répartitions de revenu à vie et par année. Il étudie des questions comme l'effet de la corrélation de taux élevés de rémunération avec une préférence relativement marquée pour la consommation ou les loisirs, par exemple.

On trouve des exemples du deuxième type d'analyse dans Liljeors (1973) et Dobbell et Cohen (1975).

Il ne faudrait pas déduire de ces remarques que la mesure de l'inégalité au niveau des revenus à vie ne mérite guère qu'on s'y intéresse. Cette mesure complète utilement les descriptions actuelles de la répartition annuelle ou en coupe des revenus. Il serait aussi extrêmement intéressant d'observer les variations de cette mesure dans le temps. Le gros problème que pose évidemment la notion d'inégalité des revenus à vie tient à la difficulté d'obtenir les données nécessaires à son application. La plupart des exemples d'analyse de répartition qui font appel à cette notion sont soit largement théoriques, soit dérivés d'une simulation "longitudinale" dans laquelle un échantillon représentatif de la population voit son âge augmenter d'une année à la fois, des changements d'organisation familiale, d'emploi, de revenu, etc., étant opérés conformément à un

de l'inégalité entre groupes d'âge qui est imputable à des choix différents en matière de profil de revenu au cours de la vie. On a cependant avancé trois arguments pour dire qu'une bonne partie de l'inégalité entre groupes d'âge ne devrait pas être considérée comme relevant de cette catégorie. Tout d'abord, certains se sont demandés dans quelle mesure le profil caractéristique de la consommation en fonction de l'âge était le résultat d'un choix personnel. Le chômage involontaire, la retraite forcée et l'influence sur les rémunérations, de l'évolution de la pyramide des âges et des fluctuations de la conjoncture économique générale modifient davantage les perspectives de revenu de certains groupes d'âge que celles des autres. Certains ont aussi exprimé des doutes sur la régularisation que permettent d'apporter l'épargne et l'emprunt au profil de consommation en fonction de l'âge, vu l'imperfection des marchés de capitaux. En second lieu, il a été démontré que le degré de variation des moyennes par groupe d'âge subissent l'influence des différences entre les profils de revenu à vie. En troisième lieu, il a été prouvé que les écarts de revenu entre groupes d'âge étaient affectés par les disparités de revenu entre générations. On peut soutenir que les transferts de revenu entre groupes d'âge décidés par les pouvoirs publics reflètent non pas leur ignorance des profils choisis de revenu au cours du cycle de vie, mais plutôt la reconnaissance du fait que ces profils n'obéissent pas entièrement à la volonté de l'individu, ou le désir de la société d'atténuer les écarts de revenu entre générations.

s'inspire ou non de cette constatation, le principe du transfert de revenu en faveur des groupes précédents semble être largement accepté si l'on en juge par la proportion des transferts et des services de l'Etat qui est consacrée aux personnes âgées. La généralisation de ces transferts dans la plupart des pays industrialisés prouve l'importance, sur le plan du bien-être, des disparités entre générations, contrairement à l'opinion de certains analystes des répartitions de revenu qui, comme Paglin, écartent toutes les inégalités entre groupes d'âge comme n'ayant rien à voir avec le sujet (Paglin, 1975, p. 602). On trouvera une étude plus élaborée des questions de transferts entre générations (par ex. le rôle de l'Etat) dans Wheldon (1975).

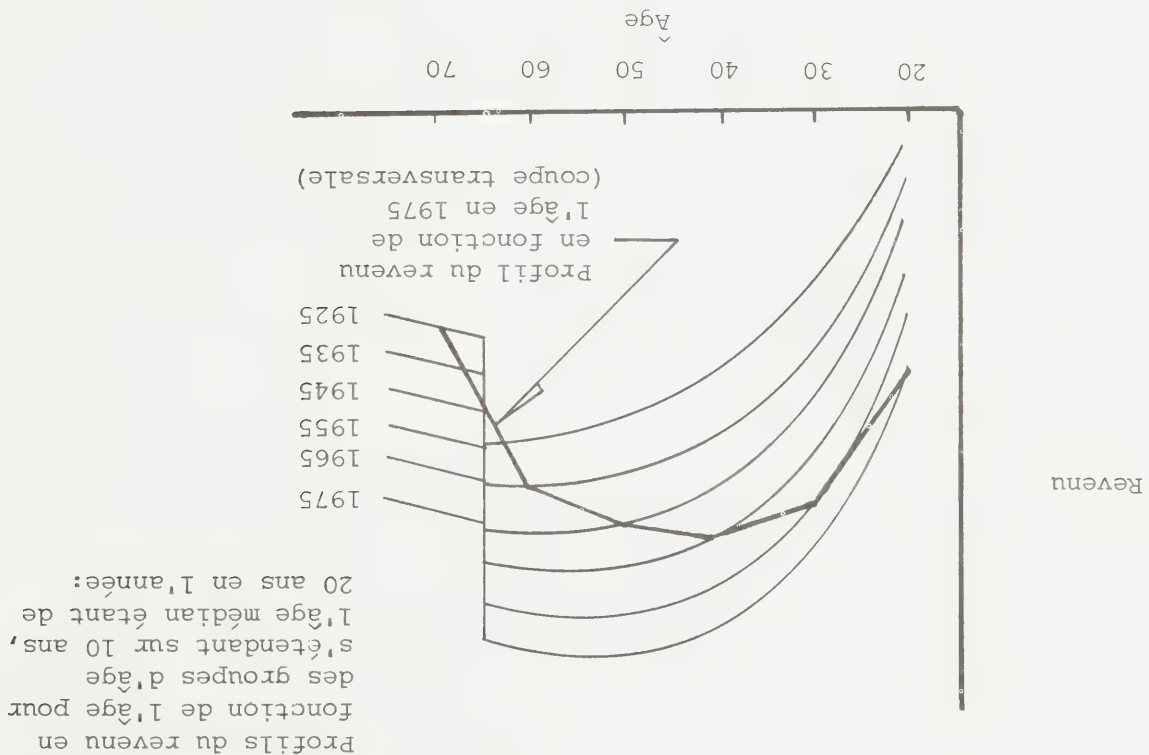
5.2.d. Effets de l'évolution de la pyramide des âges

Une évolution de la pyramide des âges qui accroît l'importance relative des groupes d'âge ayant les revenus les plus élevés ou les plus faibles contribue à aggraver l'inégalité globale, même si les disparités de revenu à vie restent inchangées. On risque donc de conclure, à tort, à un changement de l'inégalité de ces revenus à partir d'une variation de l'inégalité mesurée par une coupe transversale. Par ailleurs, un changement de la pyramide des âges est susceptible d'influer indirectement sur l'inégalité des revenus à vie en modifiant les possibilités de revenu de groupes d'âge particuliers. Par exemple, la croissance rapide des groupes d'âge les plus jeunes, ces dernières années, a probablement contribué à l'aggravation du taux de chômage et à l'abaisssement des taux de rémunération de ces groupes par rapport au reste de la population. En outre, la montée rapide de l'offre d'une main-d'œuvre jeune et ins-truite a peut-être fait baisser les rémunérations, accru le taux de chômage et incité les travailleurs relativement peu instruits de 55 ans et plus à prendre une retraite anticipée. En modifiant de la sorte les possibilités de revenu, l'évolution de la pyramide des âges a peut-être influé non seulement sur le profil normal de revenu en fonction de l'âge et les différences de revenu entre groupes d'âge, mais aussi sur l'inégalité à l'intérieur de ces groupes.

On peut résumer les considérations précédentes comme suit. Si une personne choisit un certain profil de revenu (et de consommation) au cours de sa vie en acceptant un faible revenu pendant qu'elle investit en études et en formation professionnelle et en se contentant de revenus relativement peu élevés, de nouveau, à la retraite quand les besoins de consommation de la famille sont inférieurs, il est possible de soutenir que la partie des disparités entre groupes d'âge, une année donnée, qui correspond à ces profils de revenu choisis ne doit pas être considérée comme une inégalité ni faire l'objet de mesures correctives de la part des pouvoirs publics. Il en est de même de la partie

CROISSANCE ÉCONOMIQUE ET PROFIL DU REVENU EN FONCTION DE L'ÂGE

FIGURE 5.3



La "coupe transversale" du revenu par âge montre qu'en 1975 on est plus pauvre à 30 ans qu'à 40, les profils par groupe d'âge révélant que la personne de 30 ans aura un revenu plus élevé, à chaque année de sa vie, que l'individu moyen de l'un quelconque des groupes précédents à l'âge correspondant. Ces différences de revenu entre groupes d'âge ne sont pas négligeables. À en juger par les données de l'ÉFC relatives aux unités familiales économiques, le profil du revenu en fonction de l'âge, exprimé en dollars constants, s'est élevé d'environ 35% de 1951 à 1961 et d'un peu près 45% entre 1961 et 1971.

Étant donné que la productivité d'un groupe d'âge dépend des connaissances acquises et des progrès techniques réalisés par les générations précédentes, elle apparaît pour une bonne part comme un don fait à ce groupe d'âge. Qu'il

2. Le profil du revenu en fonction de l'âge, pour un groupe, a une forme incurvée plutôt que linéaire comme la Figure 5.1, du fait que la courbe représente le profil moyen du groupe. Par conséquent, les revenus des groupes d'âge inférieur à 25 ans et supérieur à 45 sont relativement faibles, en raison de la proportion de ces groupes qui ne fait pas partie de la population active. Pour expliciter la signification des courbes, disons que le revenu le plus faible à 20 ans représente le revenu moyen des particuliers (ou des unités familiales) du groupe d'âge 15-24 ans en 1925; le revenu le plus élevé à cet âge représente le revenu moyen du même groupe d'âge en 1975.

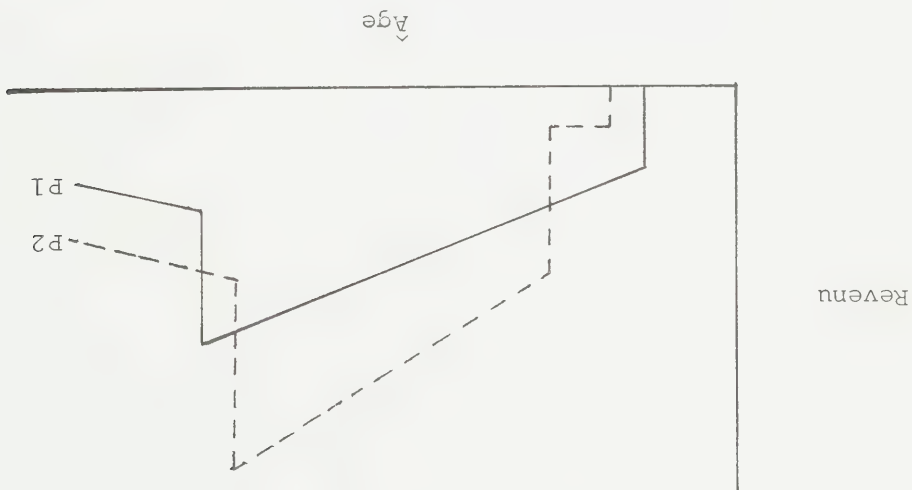
La croissance à long terme des revenus réels crée des disparités entre les revenus des différents groupes d'âge, qu'on les mesure annuellement ou sur leur vie entière. La Figure 5.3 présente les effets de la croissance économique par un déplacement vers le haut du profil moyen de revenu selon l'âge des différents groupes.² Cette figure montre aussi comment le profil du revenu en fonction de l'âge donne par une "coupe transversale" masque l'influence de cette croissance des revenus.

5.2.c. Croissance à long terme des revenus

Leurs revenus futurs. De plus, bien que les statistiques soient difficiles à interpréter, il est vraisemblable que les particuliers et les familles arrivent effectivement à convertir le profil irrégulier de leur revenu dans le temps en une courbe de consommation plus "lisse" (compte tenu de l'évolution des besoins à mesure que la taille de la famille change). D'autre part, il est établi que les marchés privés de capitaux offrent aux particuliers des moyens pour le moins imparfaits de compenser les variations de revenu au cours de leur vie. Mentionnons, par exemple, l'incapacité du secteur privé à satisfaire les demandes de prêt des étudiants et les problèmes des employés bénéficiant d'un régime privé de pension non transférable et à dévolution tardive. Certains transferts entre groupes d'âge opérés par l'État, tels que les régimes publics de prêts aux étudiants et de pensions, visent spécifiquement à répondre aux besoins créés par ces imperfections des marchés privés de capitaux. Puisque la demande générale de mesures correctives semble prouver l'inadéquation de ces marchés, il est difficile de soutenir que les transferts en question entrent en conflit sérieux avec le choix individuel d'un profil de consommation dans le temps.

PROFILS DU REVENU EN FONCTION DE L'ÂGE SELON LA PROFESSION

FIGURE 5.2



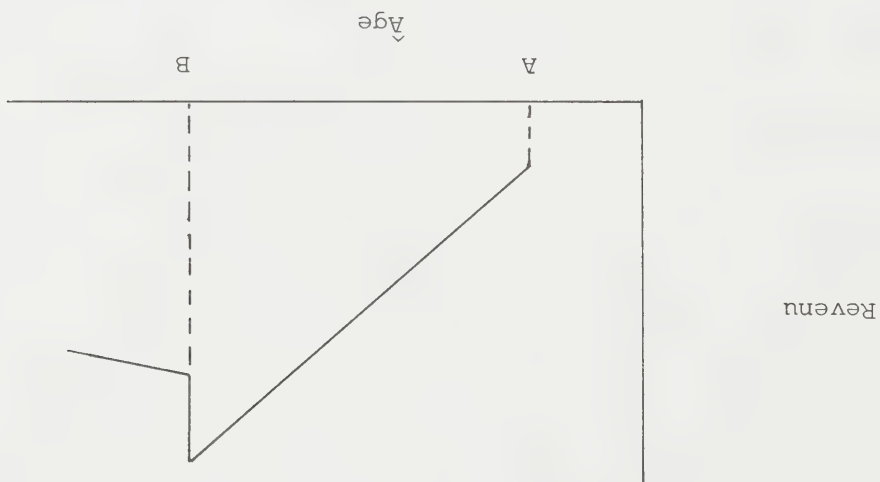
individus. De plus, la valeur des revenus annuels devrait être escomptée à une année de base commune afin de tenir compte de l'intérêt qui pourrait être gagné au cours de l'année sur un revenu perçu aujourd'hui, contrairement au revenu touché dans un an.

Il ressort des deux figures qu'une bonne partie des disparités de revenu entre groupes d'âge et, dans une certaine mesure, les variations à l'intérieur des groupes ne découlent pas des écarts entre les revenus à vie. Les différences de revenu à une date donnée risquent de ne pas être représentatives des disparités de bien-être matériel. La comparaison directe des revenus d'une personne de 25 ans et d'une autre de 45 ans, ou de ceux d'un étudiant en droit et d'un ouvrier du même âge, peut être trompeuse du fait qu'elle ne tient pas compte des différences de revenu futur espéré.

Une comparaison de bien-être fondée sur les revenus courants risque d'induire en erreur même à l'égard des possibilités actuelles de consommation si les personnes comparées peuvent recourir à l'épargne accumulée ou emprunter sur

PROFIL NORMAL DU REVENU EN FONCTION DE L'ÂGE

FIGURE 5.1



5.2.b. Variations du profil de revenu au cours du cycle de vie

Des professions différentes se traduisent par un investissement humain (études) différent et des revenus différents, sur une période de travail différente. La figure 5.2 présente deux profils caractéristiques. Le profil P1 pourrait être celui d'un ouvrier subalterne ou semi-spécialisé ou celui d'un employé de bureau et le profil P2 celui d'un membre d'une profession libérale, par exemple un médecin. Cette variation des profils de revenu (en fonction de l'âge) selon la profession est l'une des raisons pour lesquelles on ne peut prendre en compte convenablement les effets du cycle de vie en se contentant d'exclure de l'inégalité les écarts entre les revenus moyens des différents groupes d'âge. La meilleure façon de traiter ces effets consiste à étudier l'inégalité entre les revenus à vie, lesquels devraient être évalués séparément selon les groupes socio-professionnels ou, mieux encore, selon les

Les revenus familiaux varient considérablement selon l'âge du chef de famille, ce qui contribue à l'inégalité mesurée une année donnée. Comme cet élément de variation des revenus suit un profil d'évolution commun à la plupart des familles et résulte, dans une certaine mesure, d'un choix (par ex. années de scolarité, âge de la retraite), certains soutiennent que les mesures d'inégalité devraient être corrigées pour éliminer l'influence de cet élément. On prétend aussi que les mesures fiscales et les programmes de transfert visant à réduire les disparités de revenu risquent de faire double emploi ou d'entrer en conflit avec les efforts déployés par les particuliers en vue de régulariser leur profil de consommation sur leur vie entière par l'emprunt et l'épargne. À cet égard, d'aucuns craignent que les variations du profil de revenu choisi pour le cycle de vie et les changements de la pyramide des âges masquent la tendance réelle, sur une longue période, de l'inégalité des revenus.

Pour juger de la validité de ces arguments, il convient d'étudier séparément les principaux facteurs qui entrent en ligne de compte dans l'inégalité entre groupes d'âge et les effets du cycle de vie. Nous avons défini quatre facteurs: (a) le profil normal des revenus au cours du cycle de vie, (b) les variations de ce profil selon les individus, (c) la croissance du revenu à long terme et (d) l'effet de l'évolution de la pyramide des âges sur l'inégalité.

5.2.a. Profil normal du revenu au cours du cycle de vie

La figure 5.1 représente un profil typique du revenu en fonction de l'âge. L'âge A correspond à l'entrée dans la population active et l'âge B à la retraite. Remarquons que ce profil est celui d'un individu (on pourrait dire que l'unité familiale fait son apparition à l'âge A) et qu'on néglige sa part du revenu des parents jusqu'à l'âge A. On ne tient pas compte non plus des héritages ou legs. Le concept de revenu à vie n'a probablement de valeur opérationnelle que pour les individus, notamment si l'on tient compte de la dissolution et de la reconstruction des unités familiales par divorce et remariage; nous ne nous pencherons pas davantage ici sur ce problème.

les fluctuations étaient imputables principalement aux variations du revenu du travail du chef de famille, que celles des gains des épouses ne semblaient pas compenser les variations temporaires de la rémunération des maris et que les revenus familiaux accusaient des fluctuations moins marquées que les gains familiaux en raison des paiements de transfert compensatoires. On n'a pas essayé d'évaluer la contribution des fluctuations de revenu sur l'inégalité.

Une étude antérieure dans laquelle les revenus d'un ensemble de ménages ont été relevés pour les années 1949 et 1951 à 1954 a été effectuée aux États-Unis par Irving Kravis (Kravis, 1962, signalé dans Blinder, 1974). Celui-ci a constaté que l'extension à cinq ans de la période de comptabilisation se traduisait par une diminution d'environ 10% du coefficient de Gini par rapport à sa valeur moyenne pour les années de la période prises individuellement.

En ce qui concerne les particuliers, on a étudié l'effet des fluctuations de revenu sur l'inégalité à l'aide des statistiques fiscales. Au Canada, un analyste a étudié un échantillon longitudinal de dossiers du Revenu national et de l'Assurance-chômage apparues de 1965 à 1970 inclusive-ment (Wolfson, 1975a). Cette étude confirme la conclusion de l'analyse de l'université du Michigan selon laquelle les fluctuations se concentrent chez les bénéficiaires à faible revenu. Elle vient également à l'appui des estimations de Kravis sur la contribution des fluctuations de revenu à l'inégalité; on a estimé que le coefficient de Gini pour les revenus mis en moyenne sur les six ans (revenus impossibles, ensemble des particuliers, Tableau III.4) se situait à 6% au-dessous de la moyenne de ses valeurs annuelles.

Par conséquent, les preuves empiriques disponibles, bien que limitées, laissent à penser que les fluctuations de revenu, qui se concentrent chez les familles à faible revenu, contribuent à une légère sureévaluation de l'inégalité sur une longue période si l'on part de chiffres annuels. Il convient de nuancer cette conclusion en remarquant qu'elle ne tient pas compte de l'incertitude pesant sur les familles dont les revenus font l'objet de fluctuations. Comme cette incertitude est la plus sensible chez les personnes à faible revenu, elle constitue en soi un facteur d'inégalité sur le plan du bien-être économique réel. En outre, ces personnes ne peuvent pas recourir de la même façon que les familles à revenu supérieur aux avoirs accumulés ou aux prêt bancaires en période d'insuffisance du revenu.

variations de récoltes ou de conjoncture économique qui ont les mêmes effets sur un grand nombre de familles. Ces fluctuations "systématiques" de revenu ne contribuent évidemment pas de la même façon à l'inégalité que les fluctuations purement aléatoires.

Lorsque les fluctuations sont observées dans une population caractérisée par une inégalité considérable de revenu, les effets sur l'inégalité sont moins évidents. Il semble cependant établi que, plus les fluctuations de revenu sont systématiques (par ex. lorsqu'elles résultent de variations du chômage concentrées dans les familles à bas revenu), plus elles risquent de se traduire par des variations du niveau annuel d'inégalité. Comme on le verra au chapitre 7, le relevé des niveaux d'inégalité des vingt-cinq dernières années semble confirmer cette constatation.

Les éléments de preuve empiriques concernant la nature et les effets des fluctuations à court terme de revenu sont fragmentaires du fait qu'il existe peu de sources d'information dans lesquelles les revenus d'un groupe de familles ou de particuliers soient enregistrés plusieurs années de suite.

Pour ce qui est des familles, la seule enquête "longitudinale" d'importance sur les revenus effectuée récemment est celle entreprise par l'université du Michigan (University of Michigan's Panel Study of Income Dynamics) (Morgan et coll., 1974; les articles traitant spécifiquement des fluctuations de revenu sont ceux de Benus, Vol. I, p. 277, et de Mirer, Vol. II, p. 201). La principale conclusion de l'étude, au sujet des fluctuations de revenu, est que ces dernières sont observées surtout parmi les familles à faible revenu. Les auteurs de l'étude ont également constaté que

1. La meilleure façon d'analyser ces effets consiste peut-être à simuler divers genres de fluctuation à l'aide d'un échantillon de revenus représentatif de la répartition. Il serait utile d'envisager divers cas définis par rapport: (a) au degré d'inégalité des revenus en longue période (par ex. une moyenne sur cinq ans), (b) au degré de corrélation entre les fluctuations de revenu, (c) à la concentration des fluctuations à divers niveaux de revenu. Certaines expériences simples effectuées sur un échantillon réduit laissent à penser que les fluctuations de revenu (qu'elles soient systématiques ou aléatoires) contribuent le plus à l'inégalité annuelle de revenu quand elles se concentrent chez les salarés à faible revenu. On a également constaté que les fluctuations de revenu pouvaient se traduire par une inégalité annuelle sous-évaluant l'inégalité sur une longue période, en raison de variations fortement corrélées des revenus des salariés situés dans la tranche la plus élevée.

5. FLUCTUATIONS DU REVENU ET CHOIX DE LA PÉRIODE DE LA COMPTABILISATION

Le revenu se définit comme un flux de pouvoir d'achat ou une augmentation de richesse au cours d'une période déterminée. Les revenus des particuliers fluctuant dans le temps, le choix de la période de mesure du revenu peut influencer sur le niveau d'inégalité. Un allongement de cette période est susceptible de réduire l'incidence des fluctuations sur les revenus individuels, éliminant ainsi certaines variations de revenu entre particuliers et donnant une meilleur indication de l'inégalité "persistante" ou "permanente" des revenus. Nous étudierons séparément deux catégories de fluctuations du fait qu'elles ont des conséquences assez différentes pour le choix d'une période de comptabilisation des revenus; il s'agit des fluctuations à court terme et des variations du revenu sur le cycle de vie.

5.1. FLUCTUATIONS À COURT TERME DU REVENU

Parmi les fluctuations du revenu étudiées ici, mentionnons celles qui sont dues au caractère variable des récoltes, aux variations des prix et des bénéfices, à une exclusion temporaire de la population active et au chômage. Si l'on envisageait une période de comptabilisation inférieure à l'année (ou comprise entre un et deux ans, et ainsi de suite), les variations saisonnières du revenu seraient elles aussi importantes. La principale question à étudier est de savoir si l'inégalité de revenu calculée d'après des données annuelles risque d'être sensiblement surevaluée par rapport à l'inégalité des revenus mesurés (ou mis en moyenne) sur plusieurs années.

Bien que la question soit dans une large mesure d'ordre empirique, elle mérite qu'on s'y arrête pour l'étudier sous un angle analytique. Prenons d'abord le cas d'un groupe de personnes dont les revenus sont égaux si l'on en fait la moyenne sur, par exemple, cinq ans, de sorte que l'inégalité de leur revenu de cinq années est nulle. Si nous supposons maintenant que leurs revenus fluctuent chaque année de sorte que leurs revenus annuels soient inégaux, l'inégalité serait entièrement imputable à ces variations annuelles. Cependant, si les revenus de toutes les personnes considérées fluctuaient exactement de la même façon, on observerait une égalité parfaite tant au niveau annuel que sur cinq ans. On doit en conclure que les fluctuations chronologiques des revenus peuvent se traduire--sans toutefois que ce résultat soit obligatoire--par une inégalité annuelle plus forte que l'inégalité mesurée sur une longue période. Plus le profil de fluctuation des revenus particuliers est semblable, moins ces fluctuations contribuent à l'inégalité des revenus annuels. Cette remarque est importante, vu que maintes fluctuations à court terme des revenus sont imputables à des

Deux autres observations méritent d'être mentionnées. La première est que la variation, dans le temps, de l'organisation en familles et en ménages est susceptible d'influer sur l'inégalité de revenu. On peut supposer, d'après les remarques précédentes, que les changements qui tendent à réduire la taille moyenne des familles et des ménages contribuent à accroître l'inégalité. C'est une autre question de savoir si les changements de l'organisation en familles et en ménages qui accroissent l'inégalité font aussi augmenter la dispersion du bien-être. Si les gens vivent en petites unités bénéficiaires à revenu relativement faible (par ex. les étudiants et les veufs ou veuves vivant indépendamment plutôt qu'avec leurs parents ou enfants) alors que d'autres possibilités leur sont réellement offertes, nous pouvons dire qu'ils ne subissent, de ce fait, aucune diminution nette de bien-être. On peut aussi remarquer, à ce propos, que les changements de l'organisation des particuliers en unités bénéficiaires peuvent, dans certains cas, être motivés par des stimulants incorporés involontairement aux programmes publics de sécurité du revenu. L'éclatement des familles suscité par des programmes d'assistance catégorielle destinés aux familles uniparentales en est un exemple connu.

Les Territoires du Nord-Ouest, des familles résidant en institutions ou dans les réserves indiennes, ni de celles où une solde était la principale source de revenu du chef de famille. Dans l'ensemble, les unités familiales de recensement exclues de l'EFC ont des revenus inférieurs à la moyenne, de sorte que les données de cette enquête devraient donner une estimation de l'inégalité plus faible qu'avec les informations du recensement.

L'inégalité est moins marquée pour la famille économique que pour la famille de recensement du fait que la première définition de l'unité bénéficiaire, étant plus large, reflète une mise en commun des revenus plus prononcée que la deuxième définition. Certaines "personnes hors famille" qui constituent des unités unipersonnelles à faible revenu dans la répartition des familles de recensement vivent en fait avec des parents et font donc partie d'une famille économique.

L'inégalité entre unités de dépense semble beaucoup plus faible que pour toutes les autres définitions. On ne doit accorder à ce résultat qu'une valeur indicative, une proportion considérable de l'écart semblant être imputable à des facteurs autres que la différence d'unité bénéficiaire. En premier lieu, les parts de revenu et le coefficient de Gini relatifs aux unités de dépense sont calculés à partir de données regroupées de façon plus grossière que dans les autres cas. En second lieu, les statistiques de revenu des unités de dépense portent sur l'année 1969 et non 1971. Or, la mesure de Gini pour les unités familiales économiques de l'EFC était d'environ 0.015 plus faible en 1969 qu'en 1971. En troisième lieu, la population visée, l'échantillonnage et les méthodes de sondage ne sont pas les mêmes dans l'enquête sur les dépenses des familles et l'EFC. Aussi l'inégalité entre unités de dépense est-elle probablement sous-évaluée au Tableau 4.1. Le concept d'unité de dépense tient néanmoins beaucoup mieux compte de la mise en commun des revenus que les autres définitions, ce qui doit se traduire naturellement par une inégalité plus faible que dans tous les autres cas.

Cet ensemble de mesures d'inégalité laisse à penser que le choix de l'unité bénéficiaire peut influencer considérablement sur les résultats et que l'inégalité diminue à mesure qu'on élargit la définition de cette unité. Il en ressort que la mise en commun des revenus au sein de la famille ou de l'unité de dépense non familiale sert à réduire les variations de revenu; la famille ou le ménage joue un rôle de redistribution.

TABLEAU 4.1

RÉPARTITIONS DE REVENU FONDÉES SUR DIVERSES DÉFINITIONS DE L'UNITÉ BÉNÉFICIAIRE ET DIFFÉRENTES SOURCES DE DONNÉES

Unité bénéficiaire (source de données et année de déclaration)	Parts de quintile (en %)					Coeffi- cient de Gini
	1	2	3	4	5	
1. Particuliers ayant un revenu (EFC, 1971)	2.0	7.2	15.5	26.0	49.2	0.462
2. Contribuables (Statistique fiscale, 1971)	3.2	9.4	16.3	25.0	46.1	0.432
3. Unités familiales de recensement (Recense- ment, 1970)	2.8	9.4	17.1	25.5	45.2	0.428
4. Unités familiales de recensement (EFC, 1971)	3.1	9.5	17.3	25.5	44.6	0.416
5. Unités familiales économiques (EFC, 1971)	3.6	10.6	17.6	24.9	43.3	0.398
6. Unités de dépense (Enquête sur les dépenses des familles, 1969)	6.5	13.0	16.6	24.2	37.6	0.309

Sources: 1,5. Statistique Canada, Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu, 1971 (no de cat. 13-207).

2. Ministère du Revenu national, Impôt, Statistique Canada, Recensement de 1971, Revenu des familles, des chefs de famille et des personnes hors famille (no de cat. 93-724, Vol II, Partie 2).

4. Statistique Canada, Revenus des familles, Familles de recensement (no de cat. 13-208).
6. Statistique Canada, Dépenses des familles au Canada, Volume I. Ensemble du Canada: Régions urbaines et rurales, 1969 (no de cat. 62-535F).

Parts de quintile et coefficients de Gini évalués par Santé nationale et Bien-être social à partir des données tirées des publications précédentes.

définition de l'unité bénéficiaire peut englober des personnes sans lien entre elles. Les données relatives aux revenus des unités de dépense sont fournies par l'Enquête sur les dépenses des familles de Statistique Canada. À certains égards, cette définition donne l'unité la plus appropriée pour les comparaisons de bien-être du fait qu'elle reflète les modalités pratiques de mise en commun des revenus pour satisfaire aux besoins essentiels de consommation.

Le Tableau 4.1 donne des estimations des parts de revenu et du coefficient de Gini pour des répartitions de revenu fondées sur les diverses définitions de l'unité bénéficiaire exposées précédemment.

Les deux premières lignes du Tableau indiquent les répartitions pour les particuliers. La ligne 1 donne la répartition du revenu pour tous les particuliers ayant déclaré un revenu à l'ÉFC de 1971. Le degré élevé d'ingé- lité révèle par cette répartition, n'est pas significatif pour les comparaisons de bien-être, étant donné qu'un grand nombre des bénéficiaires d'un faible revenu sont des tra- vailleurs à temps partiel (par ex., étudiants travaillant l'été ou épouses travaillant à l'extérieur) dont les gains contribuent à un revenu familial relativement élevé.

Les données sur les contribuables doivent être considé- rées comme des informations sur les particuliers plutôt que les familles, du fait qu'un bon nombre des personnes produi- sant une déclaration d'impôt font partie de la famille d'un autre contribuable. La population visée par les statisti- ques fiscales englobe des personnes dont ne tient pas compte l'ÉFC ni l'Enquête sur les dépenses des familles, mais ne comprend pas les bénéficiaires (à faible revenu en majorité) qui ne produisent pas de déclaration d'impôt. Cela explique en partie que l'ingé lité observée soit plus faible entre les contribuables qu'entre les particuliers visés par l'ÉFC. Il y a également des différences dans la définition du revenu.

La définition de la famille de recensement donne lieu à deux répartitions selon qu'on prend comme source le recen- sement ou l'ÉFC. Les résultats présentent plusieurs diffé- rences. En premier lieu, les données du recensement datent de 1971, où les revenus déclarés étaient ceux de 1970, alors que les informations de l'ÉFC proviennent de l'enquête menée en 1972, portant sur les revenus de 1971 (aucune enquête n'ayant eu lieu cette année-là). En second lieu, la répar- tition du recensement correspond à un échantillon beaucoup plus vaste que celui de l'ÉFC et à une méthode de pondéra- tion différente. Enfin, la population visée n'est pas la même dans les deux cas. L'ÉFC ne tient pas compte des unités familiales de recensement résidant au Yukon et dans

comprendent plusieurs personnes produisant une déclaration. Enfin, certaines personnes à charge déclarées vivent dans un ménage différent de celui du contribuable qui produit la déclaration. On n'est pas encore arrivé à obtenir une répartition satisfaisante du revenu "familial" à partir des données fournies par les déclarations d'impôt.

L'unité familiale de recensement. Une famille de recensement est définie comme soit un couple époux-épouse, ayant ou non des enfants ne s'étant jamais mariés, soit un parent unique avec un ou plusieurs enfants qui ne se sont jamais mariés. La population des unités familiales de recensement se compose des familles de recensement augmentées des "personnes hors famille". Les données de revenu, sur cette base, sont fournies par le recensement et l'EFC. L'unité familiale de recensement correspondant mieux que les autres définitions, à l'égard desquelles des informations sont disponibles, à l'unité bénéficiaire appropriée pour les programmes de transfert en fonction de la famille, elle sert fréquemment aux études portant sur ces programmes.

L'unité familiale économique. La famille économique se définit comme un groupe de personnes vivant ensemble qui sont liées par filiation, mariage ou adoption. La population des unités familiales économiques se compose des familles économiques augmentées des "personnes seules". Le concept de famille économique est un peu plus large que celui de la famille de recensement puisqu'il comprend des parents autres que les enfants qui ne se sont jamais mariés. Aussi la population des "personnes seules" est-elle inférieure à celle des "personnes hors famille" et la taille moyenne des familles économiques est-elle un peu supérieure à celle des familles de recensement. Pour les données de l'EFC des années antérieures à 1967, la définition de la famille économique est la seule disponible. Cette définition est également employée dans l'Enquête sur la population (Current Population Survey) du Bureau américain de recensement, principale source d'information sur la répartition du revenu aux Etats-Unis.

Le ménage. Le ménage se définit comme un groupe de personnes partageant un logement commun. Les informations sur les ménages proviennent du recensement, des statistiques de la SCHL et de l'Enquête sur l'équipement ménager complé-

L'unité de dépense. L'unité de dépense correspond à une ou plusieurs personnes qui dépendent d'un revenu commun ou mis en commun pour leurs principaux postes de dépense et vivent dans le même logement. (Les enfants non mariés vivant dans le même logement que leurs parents font partie de l'unité de dépense, peu importe le degré de mise en commun des revenus.) Comme dans le cas du ménage, cette

4. DÉFINITIONS DE L'UNITÉ BÉNÉFICIAIRE

Étant donné que les différences de revenu en fonction de la taille de la famille contribuent à l'inégalité, il est vraisemblable que la définition de l'unité bénéficiaire a le même effet sur les estimations de l'inégalité (cet effet devant évidemment être sensiblement réduit si l'on corrige le revenu en fonction de la taille de la famille avant de mesurer l'inégalité). L'incidence sur l'inégalité de différentes définitions de l'unité bénéficiaire présente un intérêt pratique puisque ces définitions varient notablement selon les diverses sources de données sur la répartition du revenu au Canada. La question revêt une importance encore plus grande dans le cas des comparaisons internationales de l'inégalité, où les concepts de revenu et d'unité bénéficiaire, de même que les méthodes de collecte des données, présentent des différences considérables. Les paragraphes qui suivent donnent plusieurs définitions de l'unité bénéficiaire et des observations sur leur pertinence pour les études de répartition du revenu au Canada.

Le particulier. Les informations relatives aux gains et aux revenus, si l'on choisit le particulier comme unité bénéficiaire, peuvent être tirées du recensement, de l'enquête sur les finances des consommateurs (EFC), de certains programmes (par ex. des dossiers de cotisation au Régime de pensions du Canada) et des données fiscales. Lorsqu'on veut examiner les écarts salariaux, les disparités du revenu à vie ou la formation de capital humain (par ex., le "rendement" d'une instruction supérieure), le particulier constitue de toute évidence l'unité bénéficiaire la plus appropriée. Pour les études de la pauvreté ou les comparaisons de bien-être économique, il n'en est pas de même du fait que le bien-être du particulier peut dépendre de ses possibilités d'accès à un revenu familial commun ou du prélèvement de personnes à charge sur ses propres gains.

Une autre source de renseignements sur les revenus, plus détaillée et plus précise à certains égards que les autres informations, est l'échantillon des déclarations d'impôt sur lequel se fonde Statistique fiscale, publication du ministère du Revenu national. Dans ce cas, le bénéficiaire est la personne produisant une déclaration d'impôt et les personnes déclarées à sa charge. Cette définition de l'unité bénéficiaire présente cependant des difficultés dans les études de répartition du bien-être économique. D'une part, on ne trouve pas une personne produisant une déclaration dans toutes les familles, encore que l'instauration des crédits d'impôt provincial et l'imposition des prestations d'assurance-chômage aient fait diminuer ce phénomène ces dernières années. D'autre part, certaines familles

Le mari est âgé de 35 à 54 ans, on élimine les principaux effets de la taille de la famille et de la position dans la courbe des gains selon l'âge (par ex., salaires d'apprenti). Conformément à la méthode de Thurow, on a encore limité le sous-groupe aux familles où le mari est employé à plein temps afin d'éliminer l'influence du chômage involontaire, de l'invalidité et de la retraite forcée, entre autres éléments. On n'en retire cependant qu'une estimation grossière de l'"inégalité de revenu monétaire due à un choix", du fait que certains effets des écarts salariaux discriminatoires peuvent subsister, ou encore que certaines familles où le mari est volontairement en chômage ou exclu de la population active risquent d'être éliminées. On n'a effectué aucune correction en fonction de la taille de la famille, correction qui aurait sans doute eu une influence négligeable.

TABLEAU 3.3

INÉGALITÉ DANS LES FAMILLES ÉPOUX-ÉPOUSE OÙ LE MARI EST ÂGÉ DE 35 À 54 ANS ET EMPLOYÉ À PLEIN TEMPS

Parts de quintile (en %) Coeffi- cient de	1					2					3					4					5					Gini				
1. Ensemble des unités familiales	3.5					9.8					17.5					25.4					43.9					0.410				
2. Familles époux-épouse, mari 35-54 ans employé à plein temps	9.6					15.0					18.6					23.3					33.4					0.241				

Source: voir tableau précédent.

Dans ce sous-groupe, l'inégalité est nettement plus faible que dans l'ensemble de la population; la mesure de Gini est inférieure de 41% (0.241 contre 0.410), la part de revenu de chacun des trois quintiles inférieurs est plus forte et celle des deux quintiles supérieurs réduite. Les écarts entre ce groupe de familles et l'ensemble de la population (qui recouvrent des différences de taille de la famille, de taux de rémunération et d'antécédents de travail) représentent une plus forte proportion de l'inégalité que les corrections en fonction de la taille de la famille ou de la pauvreté. Ils expliquent aussi davantage que les autres redressements l'inégalité de revenu parmi les familles à revenu élevé (la part du quintile supérieur étant considérablement réduite par rapport à celle des troisième et quatrième quintiles).

TABLEAU 3.2

EFFET DE L'ÉLIMINATION DE LA PAUVRETÉ SUR L'INÉGALITÉ
(Seuil de pauvreté du Real Poverty Report, 1973)

Coeffi- cient de Gini	Parts de quintile (en %)					1 2 3 4 5	Cient de Gini
	1	2	3	4	5		
1. Revenu des UFR	3.5	9.8	17.5	25.4	43.9	0.410	
2. Transfert financé par l'impôt	5.9	10.9	17.0	24.3	42.0	0.363	
a. Après transfert							
b. Après transfert et impôt	6.8	11.0	17.3	24.1	40.7	0.342	
3. Transfert financé par la croissance	6.1	11.1	17.0	24.1	41.7	0.358	

Source: Statistique Canada, données de la bande "Familles
de recensement, Revenus de 1973", de l'Enquête sur
les finances des consommateurs de 1974. Calculs
de Santé nationale et Bien-être social.

quintile) n'est pas liée à la pauvreté. L'élimination de
cette dernière, même si on définissait les seuls de
pauvreté par rapport au revenu moyen, n'impliquerait
absolument pas l'élimination de l'inégalité.

3.3 INÉGALITÉ DANS UN SOUS-GROUPE CHOISI

Une dernière façon d'interpréter les évaluations de
l'inégalité est proposée par Thurow (1973). Ce dernier
voulait voir quel degré d'inégalité subsisterait si l'on
éliminait l'effet de certains facteurs indésirables d'inéga-
lité relatifs aux handicaps personnels, au chômage involon-
taire et à la discrimination en matière d'emploi et de
salaire exercée à l'endroit des Noirs et des femmes, entre
autres. Etudiant non pas les revenus familiaux, mais les
gains des Blancs de sexe masculin employés à plein temps,
Thurow constata que parmi ce groupe le coefficient de Gini
était de 40% plus faible que pour les revenus de tous les
bénéficiaires de revenu.

Le Tableau 3.3 ci-dessous donne un exemple de ce genre
de raisonnement. Pour des raisons de disponibilité des don-
nées et de comparabilité avec les estimations de l'inégalité
données aux Tableaux 3.1 et 3.2, on a choisi les revenus des
unités familiales plutôt que les gains des particuliers. En
limitant la population étudiée aux familles époux-épouse ou

l'un dans lequel le transfert serait financé par une surtaxe sur les revenus élevés de manière à ne pas faire varier le revenu familial moyen, et l'autre dans lequel le transfert serait financé par les hausses de revenu liées à la croissance économique. La première hypothèse nécessite une diminution absolue des revenus après impôt des familles situées au-dessus du seuil de pauvreté, à l'inverse du deuxième cas. Etant donné que, dans ce second cas, l'ensemble des revenus de la collectivité s'élève quand même, le seuil de pauvreté et l'écart à combler (c'est-à-dire le transfert global nécessaire) augmentent en conséquence.

Le tableau 3.2 ci-après en présente les résultats. La première ligne indique la répartition initiale des revenus par unité familiale de recensement. Les lignes 2.a et 2.b montrent les effets de la surtaxe sur l'inégalité. Pour la ligne 2.a, on a transféré \$3.6 milliards, soit environ 4.8% du revenu global, aux familles pauvres de façon à toutes les amener exactement au seuil de pauvreté. La ligne 2.b révèle l'effet supplémentaire, sur l'inégalité, d'un prélèvement fiscal plus lourd de \$3.6 milliards sur les familles à revenu élevé. Les majorations d'impôt ont été réparties conformément aux versements réels d'impôt sur le revenu qu'indique le Tableau B-1 de l'Annexe, à ceci près que les familles au seuil de pauvreté n'ont pas subi d'augmentation d'impôt. La ligne 3 indique les effets de l'élimination de la pauvreté par le transfert de la hausse du revenu global de la collectivité en faveur des familles situées au-dessous du seuil de pauvreté. Dans ce cas, le transfert nécessaire est de \$4.1 milliards, soit 5.5% de l'ensemble des revenus familiaux, et le seuil final de pauvreté, pour une famille de quatre personnes, s'établit à \$6 956 au lieu de \$6 601.

Dans le cas du transfert financé par l'impôt, l'élimination de la pauvreté réduirait la mesure de Gini d'environ 17% en la faisant passer de 0.410 à 0.342, les deux tiers environ de la diminution étant imputables au transfert et un tiers à la majoration d'impôt. Dans le cas du transfert financé par la croissance économique, le coefficient de Gini ne baisserait que de 13%, malgré un seuil de pauvreté légèrement relevé. Dans les deux cas, les améliorations de revenu relatif sont partagées par les unités familiales des deux quintiles inférieurs et les baisses de revenu relatif se concentrent dans les deux quintiles supérieurs.

Le principal enseignement de ces résultats est que la diminution du coefficient de Gini (qu'elle soit de 13% ou de 17%) et les variations des parts de quintile apparaissent comme très modérées, compte tenu du fait que le phénomène simule consiste en une élimination complète de la pauvreté, à l'aide de seuils de pauvreté considérablement supérieurs au salaire minimum ou aux prestations d'assistance sociale actuelles. La majeure partie (83% à 87%) de l'inégalité (mesurée par le coefficient de Gini ou les parts de

nos collectivités, un certain revenu est considéré comme représentant le minimum nécessaire à une participation à part entière à la société, minimum qui est établi en rapport avec le revenu des autres familles de la collectivité.

La pauvreté définie par rapport à des seuils absolus (c'est-à-dire le minimum vital) devrait régresser à long terme, tant que les familles à faible revenu participent à la croissance économique de la collectivité. Aussi la pauvreté "absolue" peut-elle être éliminée dans le temps sans que l'inégalité de revenu soit réduite. Par contre, la pauvreté définie par rapport au revenu moyen ou médian de la collectivité ne peut être réduite sans une modification correspondante de la répartition des revenus.² Cette constatation amène à se demander de combien l'inégalité régresserait si on éliminait la pauvreté (au sens étroit d'un revenu inférieur à un seuil). Si, par exemple, l'accroissement du revenu des familles pauvres implique une hausse du revenu moyen de la collectivité et, donc, un relèvement du seuil de pauvreté, on doit peut-être conclure que l'élimination de la pauvreté relative va de pair avec celle de l'inégalité des revenus.

Pour élucider cette question, on a évalué l'effet qu'aurait sur l'inégalité le relèvement de toutes les familles à faible revenu jusqu'à un seuil de pauvreté.³ Nous avons retenu pour ce faire le seuil proposé dans le Real Poverty Report (Adams et coll., 1971) parce qu'il s'agit d'un seuil de pauvreté relative qui croît en fonction de la hausse du revenu familial moyen et que, en 1973, il s'établissait au milieu de la fourchette des seuils de faible revenu proposés.⁴ Nous avons envisagé deux cas,

2. L'évolution récente des indices de pauvreté, par rapport à des seuils tant absolus que relatifs, est étudiée à la section 7.1.
3. Le transfert simulé serait inacceptable en pratique en raison d'un taux d'imposition de 100% sur les revenus divers et des effets négatifs qui en découleraient pour la motivation au travail. Un régime d'impôt direct négatif suffisant pour éliminer complètement la pauvreté comporterait des transferts aux familles situées au-dessus du seuil de pauvreté. Il serait plus coûteux et aurait des effets plus marqués sur l'inégalité que le transfert simulé.

4. Pour une famille de quatre personnes en 1973, le seuil de pauvreté du Real Poverty Report était de \$6 601; le seuil révisé de faible revenu de Statistique Canada pour les agglomérations de 30 000 à 99 999 habitants s'établissait à \$6 230 (publication n° 13-207, p. 16); le seuil de pauvreté (mis à jour) du Comité sénatorial se situait à \$7 231; et le seuil du Conseil canadien de développement social s'élevait à \$6 358, selon un calcul conforme à la méthode décrite dans Ross (1975).

La première ligne donne les parts de quintile et le coefficient de Gini pour les unités familiales de recensement (c'est-à-dire les familles et les personnes hors famille) avant correction en fonction de la taille de la famille. La ligne 2.a montre la répartition du revenu après division du revenu de chaque unité familiale par le facteur de correction (en fonction de la taille) correspondant à l'unité considérée. La correction a pour effet de réduire d'environ 9% le coefficient de Gini et de relever les parts de revenu des deux quintiles inférieurs. Cette variation de l'inégalité traduit la concentration des "personnes hors famille" dans les quintiles inférieurs de la répartition non corrigée et la concentration des familles nombreuses dans les quintiles supérieurs. A la ligne 2.b du Tableau, la répartition du revenu corrigée en fonction de la taille de la famille est exprimée non plus sur la base de l'unité familiale, mais sur une base individuelle, en multipliant le revenu corrigé de chaque unité familiale par une fréquence égale au nombre de personnes dans l'unité. Cette conversion a pour résultat de donner une estimation encore plus faible de l'inégalité de revenu. La mesure de Gini est réduite d'environ 9% et la part de revenu de chacun des trois quintiles inférieurs est majorée. L'importance accrue donnée au revenu des personnes composant les familles nombreuses réduit l'inégalité parce que cette dernière est moins marquée dans ces familles que dans les familles réduites et chez les personnes hors famille.

L'incidence, sur l'inégalité, des écarts de revenu entre des familles de taille différente fait l'objet d'un examen plus approfondi au chapitre 4 où diverses définitions de l'unité bénéficiaire sont étudiées.

3.2 PAUVRETE ET INEGALITE

Dans la plupart des pays occidentaux, les préoccupations sociales portant sur l'inégalité des revenus sont axées principalement sur la situation des groupes les plus défavorisés. L'idéal selon lequel tous les groupes devraient pouvoir participer pleinement à la société trouve sa meilleure expression dans la répartition égale et universelle des droits de vote et le principe de l'égalité des citoyens devant la loi. Sur le plan économique, il se traduit surtout par l'octroi d'une aide financière aux personnes dont le revenu est inférieur à un minimum convenu. Par le passé, ce niveau était fixé au minimum vital, étant donné qu'une importante proportion de la population de chaque pays n'avait que de quoi assurer sa subsistance. Les revenus réels ayant considérablement augmenté depuis la Deuxième Guerre mondiale, la pauvreté a été définie de plus en plus en termes sociaux ou relatifs, s'exprimant par une aliénation ou une exclusion des activités normales de la société. Vu la structure sociale, économique et physique de

pourrait concevoir des coefficients de correction analogues pour tenir compte des écarts régionaux de coût de la vie ou d'autres variables intéressantes. Une fois cette correction apportée, la répartition du revenu "corrigé" peut être définie de deux façons: par rapport aux unités familiales ou par rapport aux particuliers, la différence étant que le revenu corrigé d'une famille de sept personnes figurera une fois dans le premier cas et sept fois dans le second. La dernière méthode accorde une importance égale au revenu (corrigé) de toutes les personnes, quelle que soit la taille de la famille dont elles font partie. Les résultats des deux genres de correction sont indiqués dans le Tableau 3.1 ci-après.

TABLEAU 3.1

INÉGALITÉ DES REVENUS AU CANADA EN 1973 AVANT ET APRÈS CORRECTION EN FONCTION DE LA TAILLE DE LA FAMILLE

Parts de quintile (en %)	Coeffi- cient de					Gini				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
1. Revenu des unités familiales de recensement (UFR)	3.5	9.8	17.5	25.4	43.9	0.410				
2. Revenu des UFR corrigé en fonction de la taille de la famille:										
a. Base: unité familiale	5.1	11.0	17.4	24.5	41.9	0.373				
b. Base: particulier	6.0	12.4	17.8	23.9	39.9	0.339				

Source: Statistique Canada, données de la bande "Familles de recensement, Revenus de 1973" de l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1974. Calculs de Santé nationale et Bien-être social.

et les particuliers sont difficiles à percevoir ou à relier aux mesures en question. L'étude des variations de l'inégalité et de leurs causes est peut-être la meilleure façon de déterminer les pratiques et les politiques qui nuisent à des catégories particulières de la société.

L'absence d'un objectif précis à atteindre en matière d'inégalité complice l'évaluation de l'importance des variations d'inégalité. Le problème est aggravé par l'existence d'une vaste gamme de définitions du revenu familial et de mesures synthétiques d'inégalité. Pour faciliter l'interprétation des niveaux ou des variations d'inégalité, nous évaluons, aux chapitres 4, 5 et 6 les effets sur le coefficient de Gini de différentes définitions du revenu familial. Nous donnons ci-après trois autres points de référence, à savoir: (a) le niveau d'inégalité entre unités familiales après correction de leurs revenus en fonction de la taille de la famille, (b) la régression de l'inégalité entraînée par l'élimination de la pauvreté (définie à l'aide d'un seul seuil de pauvreté), (c) le degré d'inégalité dans un sous-groupe particulier, à savoir les familles époux-épouse où le mari est âgé de 35 à 54 ans et employé à plein temps.

3.1. INÉGALITÉ DU REVENU CORRIGÉ EN FONCTION DE LA TAILLE DE LA FAMILLE

Certains reprochent aux estimations de l'inégalité entre unités familiales de ne pas tenir compte du fait que la taille--et donc les besoins--des familles diffère. Une solution simple consiste à diviser les revenus familiaux par la taille de la famille, afin d'obtenir le niveau d'inégalité du revenu par tête. Cette méthode a pour inconvénient de ne pas tenir compte des différences entre les besoins des adultes et ceux des enfants, ni des économies d'échelle possibles dans les familles nombreuses. La correction apportée ici consiste à diviser les revenus familiaux par les facteurs 1, 1.67, 2, 2.33, 2.67 et 3 selon que la famille compte de une à six personnes ou plus.¹ Mentionnons qu'on

1. Ces facteurs de correction équivalent aux coefficients de pondération de la taille des familles définis dans le rapport du Comité spécial du Sénat sur la pauvreté (Sénat, 1971). Ils sont fondés sur les rapports entre les seuils de faible revenu de Statistique Canada pour les familles de différentes tailles, tirés de l'étude des habitudes de dépense des familles (voir Podoluk, 1968, p. 185). Ces facteurs ayant été établis pour les familles économiques, leur application aux familles de recensement n'a qu'une valeur d'exemple.

3. INTERPRÉTATION DES VARIATIONS DE L'INÉGALITÉ

Si ceux qui étudient la répartition du revenu sont habituellement motivés par un souci de justice sociale, le rapport entre cette dernière et l'inégalité de revenu n'est pas si simple et l'on n'a jamais proposé de "juste" niveau d'inégalité. L'égalité absolue n'est pas présentée comme un objectif à atteindre, de nombreux écarts de revenu étant de toute évidence justifiés et souhaitables. Mentionnons les écarts correspondant aux besoins différents des familles nombreuses ou restreintes, aux choix personnels entre le travail et les loisirs, l'épargne et la consommation, la vie en milieu urbain et à la campagne, ainsi qu'aux différences de risque, de difficulté ou d'intérêt du travail. Par contre, les écarts de revenu dus à la discrimination, aux monopoles et au chômage involontaire sont considérés comme injustes par la plupart. Plus difficiles à juger sont les écarts de revenu dus au patrimoine légué et les différences de revenu entre groupes d'âge imputables à l'augmentation de la productivité dans le temps.

Lorsqu'on étudie ces différents facteurs d'inégalité du revenu, on est tenté de conclure que la répartition idéale devrait présenter un degré d'inégalité qui ne serait ni proche de zéro, ni voisin du niveau existant. Cependant, toute conception normative de l'inégalité du revenu doit aussi tenir compte d'autres considérations. L'une d'entre elles est la mobilité des familles dans la répartition du revenu; un autre facteur est l'intérêt apparemment suscité par certains genres de revenus aléatoires qui sont cause d'inégalités, comme en témoigne la popularité des loteries. Un troisième élément est la relation entre les revenus actuels et les efforts ou les sacrifices antérieurs; il se peut qu'une personne dispose d'un revenu relativement élevé parce que, dans le passé, elle a su épargner davantage et consommer moins que les autres. Enfin, la valeur que les gens accordent à l'évolution de leur revenu absolu, par opposition aux changements de leur situation relative de revenu, a de l'importance si l'on conclut que la redistribution (au-delà d'un certain point) est néfaste à la croissance économique. Ces éléments supplémentaires compliquent la relation existant entre l'inégalité de revenu et la justice sociale.

L'absence d'une norme acceptable d'inégalité peut amener à s'interroger sur l'intérêt qu'il y a à surveiller les niveaux d'inégalité ou à étudier la répartition du revenu. Pourquoi ne pas se consacrer plutôt à l'examen et à la correction des cas d'injustice sociale comme le chômage involontaire, les monopoles, la discrimination et les lois qui privilégient des groupes particuliers? On pourrait répondre à cela que les conséquences ultimes de la plupart des mesures prises par les pouvoirs publics, les entreprises

décomposé de cette façon que dans le cas rare et peu intéressant où les revenus des sous-groupes ne se chevauchent pas. Pour que les revenus des sous-groupes ne se chevauchent pas, il faudrait par exemple que le revenu le plus élevé des familles âgées soit inférieur au revenu le plus faible des familles jeunes. Cette situation risque évidemment fort peu de se présenter, quelle que soit la définition des sous-groupes. On ne peut donc se servir de la mesure de Gini que dans les expériences de standardisation où l'on procède d'abord à l'élaboration d'une répartition hypothétique. Une tentative non valable de décomposition du coefficient de Gini a été effectuée par Paglin (1975). (Voir également, à la section 5.2, nos commentaires sur l'article de Paglin.)

2.2.d. Résumé

À l'issue de cette étude de l'utilisation des mesures d'inégalité, on peut conclure principalement qu'il n'existe pas de mesure préférable aux autres et que l'emploi de mesures différentes peut donner un classement différent entre plusieurs répartitions. Il est quasiment toujours utile, pour comparer des répartitions de revenu, d'avoir des informations complémentaires sur les parts de quintile ou de décile. Si l'on déclare, par exemple, que "l'inégalité a régressé de 5%", il faut indiquer la mesure employée ainsi que les quintiles ou déciles qui y ont gagné ou perdu.

Parmi les différentes mesures synthétiques possibles, nous avons choisi pour ce rapport le coefficient de Gini. Sa sensibilité aux variations de revenu ne change pas autant selon le niveau de celui-ci que dans le cas des mesures logarithmiques et il permet de tenir compte des revenus nuls ou négatifs. Le groupement des données n'a pas d'incidence marquée sur ce coefficient. Celui-ci est directement fonction des parts de revenu, son interprétation graphique est aisée à l'aide de la courbe de Lorenz et il est largement utilisé dans les études publiées sur la question. Le fait qu'il ne puisse être décomposé est certes un inconvénient, mais n'empêche pas de l'utiliser dans les expériences de standardisation.

font l'objet de comparaisons entre différentes mesures synthétiques de l'inégalité. À cette condition, l'erreur de groupement ne modifie pas le classement des répartitions ni n'influe sensiblement sur l'évaluation des écarts entre niveaux d'inégalité.

2.2.c. Décomposition de l'inégalité

Il est souvent intéressant d'étudier quels seraient les effets directs, sur l'inégalité, de certains changements de la situation de groupes particuliers au sein de la population. Si l'on prend par exemple les groupes d'âge, on peut vouloir étudier l'effet des variations des éléments suivants:

- proportion des familles âgées dans la population;
- revenu moyen des personnes âgées par rapport à la moyenne de l'ensemble de la population;
- inégalité de revenu parmi les familles âgées.

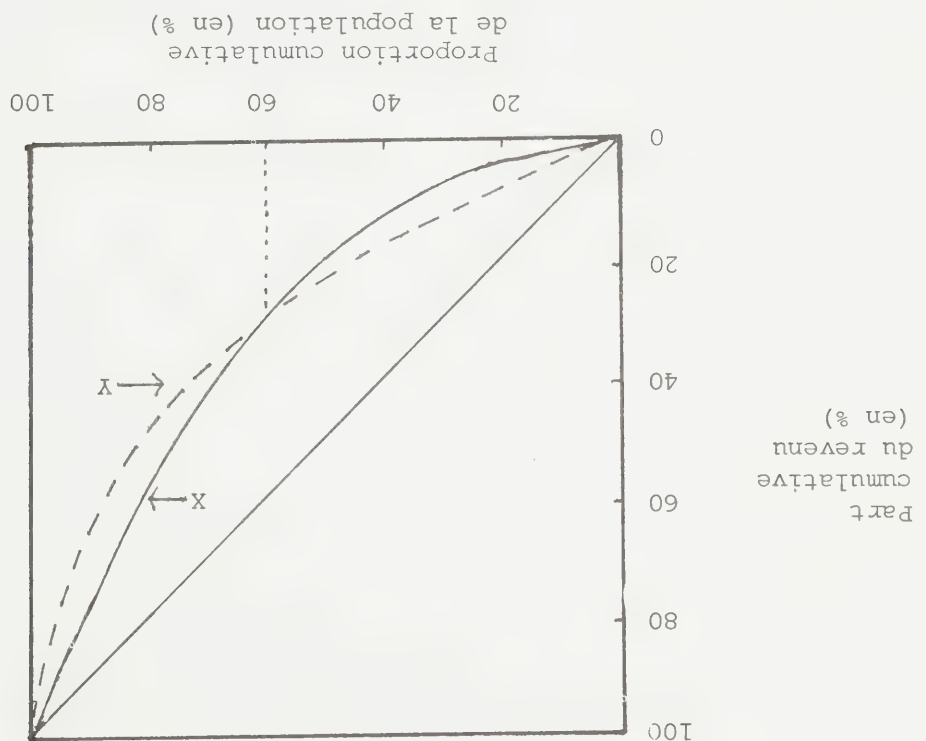
On peut évidemment procéder de même à l'égard d'autres sous-groupes, par exemple les familles où une seule personne gagne un revenu et celles où plusieurs en gagnent un, les personnes ayant un emploi et les chômeurs, ou les groupes socio-professionnels. On trouve des études de ce genre dans Kuznets (1955), Soltow (1960) et Haley (1968).

On peut étudier ces questions assez simplement en élaborant des répartitions "standardisées" (hypothétiques) de revenu (par ex. dans lesquelles les répartitions de revenu pour les familles jeunes et les familles âgées en 1973 sont combinées de manière à reproduire la pyramide des âges de 1951). Cependant, il est plus commode de pouvoir effectuer ces expériences de standardisation en n'utilisant que des données relatives à la taille, au revenu moyen et à l'inégalité intra-groupe de chaque sous-ensemble de la population. Il faut pour cela que la mesure synthétique de l'inégalité puisse s'exprimer sous forme d'une moyenne pondérée des mesures d'inégalité correspondantes pour les sous-groupes. Certaines mesures d'inégalité sont décomposables dans ce sens, mais non le coefficient de Gini. Comme celui-ci dépend du classement de chaque revenu, il ne peut être

2. Les effets indirects de ces changements peuvent également être importants; par exemple, l'accroissement de la proportion des jeunes (moins de 25 ans) ces dernières années a peut-être fait baisser le revenu moyen de cette catégorie par rapport à celui de l'ensemble de la population et aggravé l'inégalité au sein de ce groupe.

FIGURE 2.4

COURBES DE LORENZ SE COUPANT



2.2.b. Erreur de groupement

Quand les données de revenu sont regroupées par tranches et représentées par les fréquences des tranches et les revenus moyens, on ne peut plus connaître le degré d'inégalité interne à chaque tranche de revenu. Par conséquent, toute mesure synthétique fondée sur des données groupées atténue l'inégalité réelle. La sous-évaluation dépend du nombre de tranches de revenu utilisées pour calculer la mesure et de l'égalité de la répartition entre les différentes tranches. On ne résout pas le problème en découplant un grand nombre de tranches si quelques-unes d'entre elles représentent une forte proportion de l'ensemble des revenus. Avec le coefficient de Gini, la sous-évaluation est relativement négligeable (moins de 1%) si l'on utilise vingt tranches de revenu ou plus, choisies de façon appropriée. En tout état de cause, il importe de regrouper de la même façon les données de revenu pour toutes les répartitions qui

nuls ou négatifs et de son indépendance à l'égard de la taille de la population et de l'ensemble des revenus. Une autre propriété commune aux mesures globales d'inégalité est leur insensibilité quand, par exemple, deux bénéficiaires de revenu changent de place dans la répartition. Il en découle une conséquence importante, à savoir qu'une valeur constante de l'inégalité dans le temps peut aller de pair avec une évolution considérable des situations relatives de revenu pour différentes catégories de familles. Trois autres éléments qui entrent en ligne de compte dans l'emploi et l'interprétation des statistiques d'inégalité sont la sensibilité aux variations observées à divers niveaux de revenu dans la répartition, l'erreur introduite par le groupement des données et la décomposition de l'inégalité en composantes "intra-groupe" et "inter-groupe" pour certaines catégories de la population (par ex., les classes d'âge).

2.2.a. Sensibilité

Le principal problème posé par l'utilisation de mesures synthétiques de l'inégalité servant à comparer les répartitions de revenu vient de ce que l'inégalité peut être concentrée en différents points de la répartition. La comparaison des courbes de Lorenz correspondant aux répartitions X et Y dans la Figure 2.4 révèle que l'inégalité est plus marquée pour la répartition X dans les trois quintiles inférieurs, mais que c'est le contraire pour les deux quintiles supérieurs. Par conséquent, selon sa sensibilité aux écarts de revenu à différents niveaux, une mesure synthétique indiquera que l'inégalité est la plus forte dans le cas X ou Y . Si l'on utilise le coefficient de variation ou la mesure de Gini, pour lesquels la sensibilité aux écarts de revenu ne varie guère selon le niveau de ce dernier, on constatera peut-être que l'inégalité est à peu près la même dans les deux cas. Par contre, les autres mesures décrites à l'Annexe A accordent une importance beaucoup plus marquée aux écarts de revenu aux bas niveaux, de sorte qu'elles indiqueraient une inégalité nettement plus forte pour X que pour Y . Ainsi, quand les courbes de Lorenz de deux répartitions se coupent, des mesures synthétiques différentes peuvent donner des résultats contradictoires sur le degré d'inégalité des deux répartitions. Aussi semble-t-il souhaitable de toujours compléter les mesures synthétiques de l'inégalité par des renseignements plus détaillés, comme les parts de quintile.

où N représente le nombre de bénéficiaires de revenu, n le revenu moyen et Y_j une paire de revenus. Dans le deuxième cas, la formule est la suivante:

$$G = - \frac{N}{N+1} + \frac{N}{2} \sum_{j=1}^I \frac{1}{Y_j}$$

Le coefficient de Gini peut donc s'exprimer soit en fonction de la dispersion des revenus (comme la variance) ou, comme dans le graphique de Lorenz et la deuxième formule, en fonction des parts de l'ensemble du revenu possédées par les familles classées à différents niveaux de revenu dans la population.

Comme les parts de quantile, le coefficient de Gini ne varie pas avec la taille de la population ou l'ensemble des revenus. Sa valeur peut aller de zéro, quand toutes les familles ont le même revenu, à un, lorsqu'une seule famille possède la totalité du revenu (sauf quand certaines familles ont des revenus négatifs, auquel cas il peut en principe prendre une valeur supérieure à un). À la différence de certaines mesures synthétiques de l'inégalité comme celles qui font appel aux logarithmes, le coefficient de Gini peut être calculé pour des données comprenant des revenus nuls ou négatifs.

Le coefficient de Gini n'est absolument pas la seule statistique globale employée pour mesurer l'inégalité des revenus. On recourt fréquemment à quatre autres mesures, décrites à l'Annexe A: le coefficient de variation, la variance des logarithmes, la mesure de Theil-Bernoulli et la mesure d'Atkinson. Voici maintenant quelques considérations importantes sur l'emploi et l'interprétation des mesures synthétiques de l'inégalité.

2.2. UTILISATION DES MESURES DE L'INEGALITE

Nous venons de mentionner quelques propriétés à prendre en considération lorsqu'on emploie une mesure synthétique de l'inégalité. Il s'agit des bornes inférieure et supérieure de la mesure, de sa capacité à intégrer les revenus

1. Lorsque la mesure de Gini est calculée à partir de données groupées en n catégories de revenu, la formule devient:

$$G = \frac{1}{2N} \sum_{r=1}^n \sum_{s=1}^n \left| Y_r - Y_s \right| F_r F_s$$

où Y_r , Y_s est maintenant une paire de moyennes de catégories de revenu et F_r , F_s représentent les fréquences correspondantes de population.

Étant fondées sur des proportions de la population et du revenu, les courbes de Lorenz et les parts correspondant à chaque quantile ne changent pas en fonction de la taille de la population ou de l'ensemble des revenus (ou de l'unité mesurant ces derniers). Si la population ou l'ensemble des revenus augmentait sans que le profil de répartition ne change (par ex., si tous les revenus étaient doublés), les courbes de Lorenz et les parts de chaque quantile ne seraient pas modifiées. Cette propriété, que ne présente pas la courbe de fréquence de la Figure 2.2, a son utilité car elle facilite la comparaison des répartitions de revenu dans le temps ou entre pays.

Une étude de la courbe de Lorenz permet d'évaluer le degré d'inégalité des revenus. La part de revenu indiquée pour les premiers 60% des familles est de 30.8%. Si les inégalités de revenu étaient moins marquées, cette part serait comprise entre 30.8% et 60% de l'ensemble des revenus et la courbe de Lorenz se rapprocherait de la diagonale. Si toutes les familles avaient le même revenu, cette courbe se confondrait avec la diagonale; inversement, si une seule famille recevait l'ensemble des revenus, la courbe suivrait la base et le côté droit du carré. Par conséquent, le triangle ayant pour aire A + B représente la totalité des inégalités possibles et le rapport de la zone A à l'aire A + B constitue une mesure synthétique de l'inégalité, sous la forme d'une fraction dont la valeur est comprise entre zéro et un.

Ce rapport des aires du graphique de Lorenz est l'une des définitions du coefficient de Gini, la mesure synthétique de l'inégalité la plus couramment utilisée et celle qui, avec les parts de quintile, a été retenue dans ce document. Le coefficient de Gini peut également être représenté de deux autres façons (au moins), soit sous forme d'une fonction des différences entre toutes les paires de revenus ou en fonction du rang des revenus dans le classement. Dans le premier cas, le coefficient de Gini (G) s'exprime sous la forme:

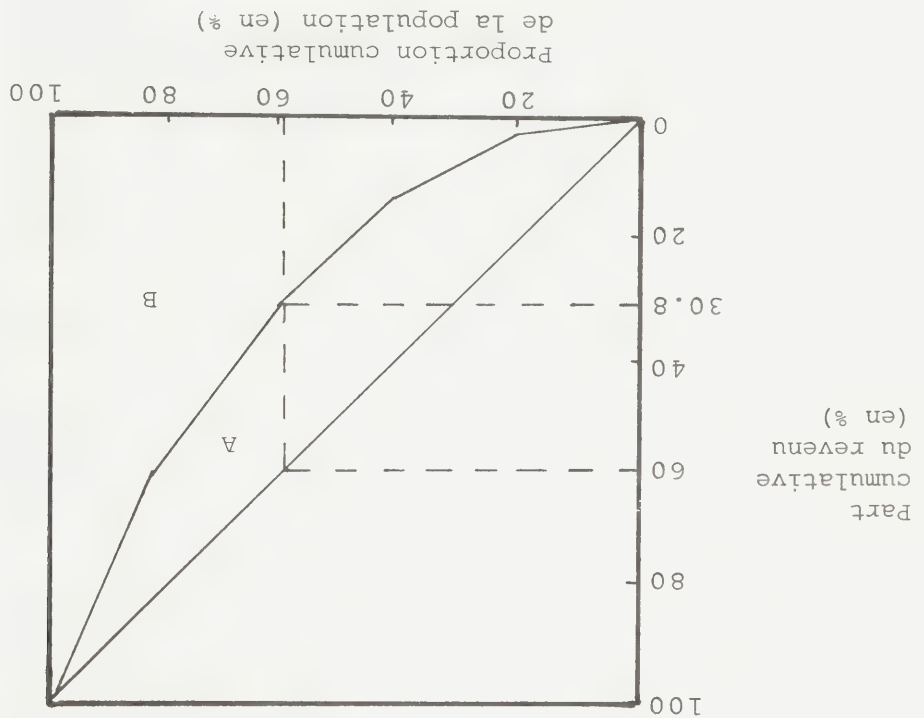
$$G = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |Y_i - Y_j|$$

Le tableau révèle que le cinquième de la population ayant les plus faibles revenus a reçu 3.5% du revenu familial total, alors que le cinquième supérieur en obtenait 43.9%. En moyenne, les unités familiales du quintile le plus élevé avaient des revenus égaux à 12.5 fois ceux des unités familiales du quintile le plus bas.

Le tableau indique également la proportion cumulative du revenu reçue par les 20, 40, 60 et 80 pour cent inférieurs de l'ensemble des unités familiales. Si l'on reporte ces parts de revenu et les proportions correspondantes de l'ensemble de la population sur les axes d'un graphique, on obtient une courbe de Lorenz, du genre de celle présentée à la Figure 2.3. Un nombre supérieur de quantiles permettrait de tracer une courbe plus régulière.

FIGURE 2.3

REPRÉSENTATION DU REVENU MONÉTAIRE DES UNITÉS FAMILIALES DE RECENSEMENT (1973) SELON UNE COURBE DE LORENZ



Moyennant une nouvelle diminution de l'exactitude, on peut présenter de manière encore plus synthétique l'information fournie par un histogramme en y ajustant une fonction. La courbe de fréquence est alors représentée par deux ou trois paramètres de la fonction et les variations de répartition correspondent à des variations des paramètres (voir par exemple Metcalfe (1972) et Thurrow (1970)).

Au lieu de le répartir selon une courbe de fréquence, on peut diviser l'ensemble des familles classées par revenu en fractions égales ou "quantiles" et calculer la proportion de l'ensemble des revenus correspondant à chaque quantile. Les fractions le plus utilisées sont les quintiles (5 catégories) et les déciles (10 catégories). Ainsi, les données tirées de l'Enquête de Statistique Canada sur les finances des consommateurs ont permis d'établir la répartition des revenus suivante, en quintiles, pour les familles de recensement en 1973.

TABLEAU 2.1

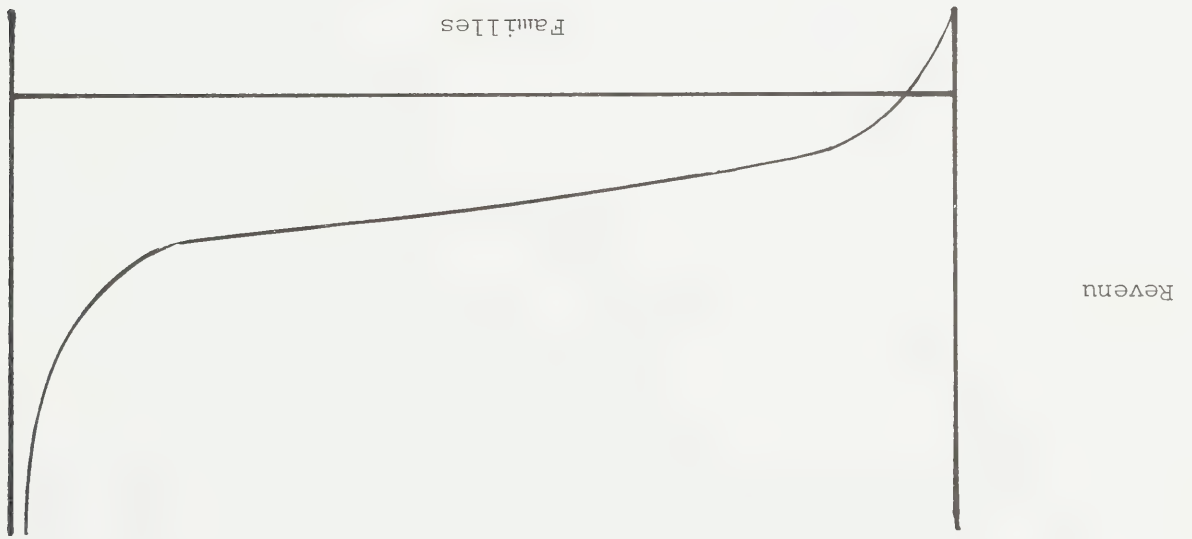
RÉPARTITION DU REVENU DES UNITÉS FAMILIALES
DE RECENSEMENT (1973) EN QUINTILES

Part cumulative du revenu (en %)	Part du revenu (en %)	
3.5	3.5	Quintile inférieur
13.3	9.8	Deuxième quintile
30.8	17.5	Troisième
56.2	25.4	Quatrième
100.0	43.9	Cinquième
	100.0	

Source: Statistique Canada, données de la bande "Familles de recensement, Revenus de 1973" de l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1974. Calculs de Santé nationale et Bien-être social.

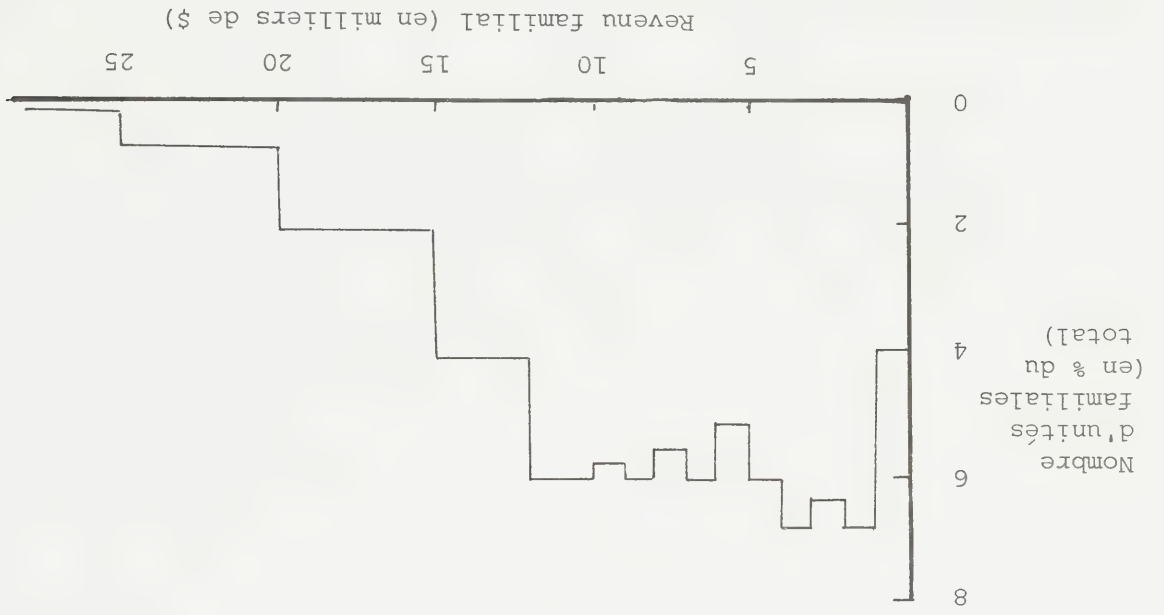
FIGURE 2.1

COURBE DES REVENUS



COURBE DE FRÉQUENCE

FIGURE 2.2



La mesure de l'inégalité des revenus familiaux pose divers problèmes. Le niveau d'inégalité dépend d'abord de la définition retenue pour le revenu familial. Les chapitres 4, 5 et 6 présentent les effets des modifications apportées à la définition de l'unité familiale, à la période de comptabilisation du revenu et à la définition de ce dernier. L'application de mesures statistiques à la répartition du revenu fait l'objet du présent chapitre. Une dernière question, étudiée au chapitre 3, est l'interprétation des niveaux et des variations de l'inégalité des revenus, étant donné les statistiques et les définitions servant à les mesurer. Ce dernier point est d'importance car l'inégalité des revenus, à la différence de la pauvreté, n'a pas de valeur normative directe; l'inégalité peut être souhaitable dans certains cas et indésirable dans d'autres. Le chapitre 3 ne présente pas de niveau d'inégalité à viser, mais il suggère certains points de référence, pour permettre de mieux évaluer l'importance des variations d'inégalité.

La première section du chapitre décrit certains modes de présentation de la répartition des revenus et indique les mesures de l'inégalité qui serviront dans tout le document. Un bref exposé d'autres mesures possibles figure à l'Annexe A. La deuxième section présente des observations techniques sur l'emploi de mesures globales d'inégalité. Le lecteur trouvera plus de détails sur plusieurs de ces questions dans la publication de Statistique Canada intitulée *Inégalité des revenus: Méthodologie statistique et exemples canadiens*, de Roger Love et Michael C. Wolfson (mars 1976, no de cat. 13-559).

2.1. MODES DE PRÉSENTATION DE LA RÉPARTITION DES REVENUS

La présentation la plus simple, la plus complète et la plus lourde de la répartition des revenus consiste à faire la liste des revenus de chaque famille (unité bénéficiaire), classés par ordre croissant. La représentation graphique de cette liste aurait l'allure de la Figure 2.1, qui présente un petit nombre de personnes à revenu négatif (pertes d'exploitations agricoles ou commerciales), une vaste majorité ayant des revenus moyens comparables et un petit nombre de personnes à revenu très élevé. On peut obtenir une représentation plus synthétique mais un peu moins précise en définissant un nombre limité de tranches de revenu et en y classant les familles, en nombre absolu ou en pourcentage. Ce type de présentation prend l'allure familière d'une courbe de fréquence ou histogramme (Figure 2.2).

correction des revenus en fonction de la taille de la famille éliminerait l'effet, sur l'inégalité, de l'importance numérique croissante des personnes seules dans la population. Les effets dus aux rectifications apportées à la définition du revenu proviendraient en majeure partie de la croissance relative des impôts directs. Comme les revenus après impôt sont répartis plus également que les revenus avant impôt, l'augmentation des prélèvements fiscaux a contribué à réduire l'inégalité du revenu.

16.

Ce léger recul de l'inégalité (des revenus après impôt corrigés en fonction de la taille des familles) est observé en dépit de variations de la pyramide des âges et du taux de participation des femmes à la population active, lesquelles ont eu tendance à aggraver l'inégalité. Par conséquent, un examen attentif des changements de répartition du revenu depuis 1951 ne confirme pas l'opinion selon laquelle les impôts et les programmes de transfert n'ont pas eu d'effet durable sur l'inégalité du revenu.

(par ex., par des seuils de pauvreté fixés à 50% du revenu moyen). La pauvreté "absolue", définie par des seuils de pauvreté corrigés en fonction de l'indice des prix à la consommation, a cependant considérablement diminué.

13.

Les caractéristiques des groupes de familles situés à divers niveaux de revenu ont sensiblement évolué. On observe une augmentation de la proportion des unités familiales dont le chef a moins de 25 ans, à tous les niveaux mais particulièrement dans le quintile inférieur. Le nombre de personnes seules a augmenté encore plus rapidement et elles sont concentrées également dans le quintile inférieur. La dépendance des unités familiales situées dans ce quintile vis-à-vis des transferts de l'Etat s'est nettement accrue. Enfin, on constate une très forte hausse du nombre de familles où plusieurs personnes gagnent un revenu; elles sont surtout situées, comme on peut s'y attendre, dans les quintiles supérieurs.

14.

Ces variations du profil de répartition des familles dans les divers quintiles peuvent être mises en rapport avec quelques tendances prononcées observables pendant la période considérée et dont on a essayé d'évaluer les effets sur l'inégalité. L'évolution de la pyramide des âges (à savoir la hausse de la proportion de la population âgée de moins de 25 ans) a contribué à accroître l'inégalité. La tendance à une retraite anticipée des hommes et à une plus forte participation des femmes à la population active, en augmentant la proportion tant des familles n'ayant personne gagnant de revenu que de celles où plusieurs personnes en gagnent un, aux dépens des familles où une seule personne gagne un revenu, a aggravé encore l'inégalité. L'influence de ces phénomènes a été quelque peu compensée par la substitution des traitements et salaires, répartis plus également, aux revenus tirés d'un travail indépendant et, de façon beaucoup plus notable, par l'augmentation des transferts de l'Etat au cours de la période considérée.

15.

Si l'on corrigeait les revenus familiaux pour tenir compte des différences dans la taille des familles ainsi que pour y incorporer les éléments de revenu non monétaires et en exclure les impôts, l'inégalité aurait probablement diminué depuis 1951, encore que dans une modeste mesure. La

10. Le document ne donne pas d'estimation quantitative de l'inégalité des revenus à vie, car il faudrait pour cela savoir dans quelle mesure le classement des familles dans leur propre génération (groupe d'âge) varie avec le temps. Il semble cependant que, dans un groupe particulier, l'inégalité des revenus est un peu moins marquée sur une vie entière que sur une base annuelle (lorsqu'on fait la moyenne des inégalités annuelles sur la durée de vie du groupe). Par contre, dans une population composée de plusieurs groupes, il se peut que l'inégalité des revenus à vie soit plus marquée que sur une base annuelle du fait que les disparités de revenu entre groupes dues à la croissance économique apparaissent davantage dans la répartition des revenus à vie que dans la répartition des revenus d'une année particulière.

11. La mesure de l'inégalité fondée sur le revenu monétaire des familles a été critiquée comme ne tenant pas compte d'éléments importants du revenu "réel". Nous avons étudié certaines des questions conceptuelles que pose cette critique, comme la correction des revenus en fonction des éléments non monétaires, des écarts géographiques de prix, des impôts et des différences de richesse ou de droits à revenu futur (y compris les droits conditionnels à des pensions de l'État ou à des transferts comme le SRG). On a évalué l'effet, sur l'inégalité, d'une correction des revenus familiaux en fonction des sous-déclarations (lors de l'enquête sur les finances des consommateurs), de certains éléments non monétaires et des impôts directs. Ces estimations reposent sur des hypothèses fort minces faute de renseignements plus complets; aussi ne visent-elles qu'à donner une idée des effets possibles. On constate que l'influence des sous-déclarations et de la plupart des éléments de revenu imputés est peu marquée. Après toutes les corrections, le coefficient de Gini est réduit d'environ 13%, ce résultat étant attribuable en totalité à l'incidence des impôts directs et à l'imputation des revenus locatifs pour les logements occupés par leur propriétaire. Ce dernier facteur de correction réduit l'inégalité en raison de l'importante proportion de propriétaires parmi les familles âgées à faible revenu.

12. L'inégalité des revenus monétaires des familles, si elle a accusé des fluctuations annuelles depuis 1951, ne permet cependant pas de dégager une tendance sur une longue période. Il en est de même de la pauvreté définie en termes relatifs

8. Lorsqu'on étend la période de comptabilisation des revenus d'une à plusieurs années, on observe une certaine diminution de l'inégalité de 6 à 10% peut-être), en raison de la fluctuation du revenu des familles dans le temps. Plus ces fluctuations sont corréliées (lorsqu'elles sont dues, par exemple, à des variations du taux de chômage), plus l'écart est faible entre les chiffres obtenus en mesurant l'inégalité sur l'année et sur une longue période. La fluctuation des revenus dans le temps semble être plus caractéristique des familles à faible revenu; aussi l'incertitude des revenus est-elle en soi un facteur d'inégalité du bien-être.

9. Les estimations de l'inégalité publiées ont fait récemment l'objet de critiques (par ex., de la part de Paglin dans l'*American Economic Review*) du fait qu'elles comprendraient des différences de revenu liées au profil du revenu en fonction de l'âge. Selon ces critiques, les différences en question ne devraient pas entrer en ligne de compte dans les comparaisons de bien-être et la mesure de l'inégalité devrait porter sur les revenus à vie. Cette opinion, selon laquelle les différences de revenu entre les groupes d'âge ne seraient pas importantes pour les questions de bien-être, ne nous paraît pas valable pour deux raisons. En premier lieu, certains transferts (par ex. les prêts aux étudiants et les pensions publiques) répondent au besoin de compenser les imperfections des marchés privés de capitaux (par ex., les problèmes d'attribution de la quote-part patronale et de transférabilité des pensions) qui limitent la capacité des particuliers à "régulariser" leur profil de consommation sur leur vie entière par l'emprunt et l'épargne. En second lieu, les régimes de sécurité sociale de la plupart des pays comportent un transfert en faveur des générations les plus âgées, ce qui traduit un désir compréhensible de permettre aux familles retraitées de profiter des augmentations de la productivité et de la croissance économique. Nous montrons, à la lumière de ces considérations, que la mesure de l'inégalité conçue par Paglin n'est pas valable mathématiquement et que ses résultats n'ont pas de sens. Si tous les groupes d'âge avaient eu le même revenu moyen au Canada en 1973, le coefficient de Gini aurait été plus faible d'environ 5%, et non de 40% comme l'indique la mesure de Paglin.

membres de la famille. Cette correction a pour effet de diminuer d'environ 9% la mesure de Gini et de relever la part de revenu de chacun des trois quintiles inférieurs.

5. Un autre calcul consiste à évaluer le niveau d'inégalité obtenu en relevant le revenu de toutes les unités familiales économiquement faibles jusqu'à un seuil de pauvreté. Deux cas sont envisagés: celui où le transfert est financé par l'impôt et celui où il est financé par les hausses de revenu dues à la croissance économique. On a choisi un seuil de pauvreté défini par rapport au revenu familial moyen de façon que le transfert nécessaire pour éliminer la pauvreté soit supérieur dans le cas du financement par la croissance économique (le revenu familial moyen devant alors s'élever). Cette élimination de la pauvreté a pour effet de réduire l'inégalité de 13% dans le cas du transfert financé par l'essor économique et de 17% dans l'hypothèse du financement par l'impôt. Il en ressort que la majeure partie des inégalités n'est pas liée à la pauvreté et que, par conséquent, il serait théoriquement possible d'éliminer l'insuffisance de revenu sans réduire sensiblement les écarts de revenu chez les familles les plus favorisées.

6. Le chapitre 3 présente un dernier point de référence, à savoir l'inégalité dans une importante catégorie de la population. On a choisi le groupe des familles époux-épouse dont le chef était âgé de 35 à 54 ans et employé à plein temps; ce choix s'explique par le désir d'éliminer les effets de la retraite, de la rémunération des apprentis, de la discrimination fondée sur l'âge ou le sexe ainsi que du chômage involontaire. On a constaté que, dans ce groupe de familles, les inégalités de revenu étaient de 41% plus faibles que dans l'ensemble de la population, écart beaucoup plus important que lors des corrections faites en fonction de la taille de la famille ou de la pauvreté.

7. On a observé que l'inégalité diminuait selon qu'on définissait l'unité bénéficiaire comme le particulier, la famille de recensement, la famille économique ou l'unité de dépense, dans cet ordre. La mise en commun des revenus au sein des familles et des ménages réduit les disparités de consommation. Il se peut donc que la tendance à la "contraction" des unités familiales (c'est-à-dire à l'augmentation des familles uniparentales) contribue à accroître l'inégalité à l'avenir.

2. Dans tout le document, les parts de quintile et le coefficient de Gini servent à mesurer globalement l'inégalité d'une répartition de revenu. De même, l'évolution de la répartition est représentée par les variations des parts de quintile et du coefficient. Il convient, à cet égard, de formuler une importante mise en garde. Les estimations reposent sur des données de sondage qui, comme toutes les informations de ce genre, sont susceptibles de comporter une importante marge d'erreur. En outre, comme nous l'avons indiqué précédemment, une variation de 5% de l'inégalité, évaluée par la mesure de Gini, peut correspondre à une variation plus forte ou plus faible si l'on choisit une autre mesure globale. Aussi les changements indiqués pour le coefficient de Gini ne visent-ils qu'à donner une idée de l'importance relative des différentes variations de répartition.

3. On ne peut établir de relation simple entre la justice sociale et l'inégalité des revenus. On peut soutenir que les écarts de revenu correspondent à des différences dans les besoins des familles nombreuses ou réduites, à des arbitrages différents entre la consommation et les loisirs ou à des disparités de risque ou de difficulté dans le travail sont justifiées. Par contre, la discrimination, les monopoles et le chômage involontaire entraînent des écarts de revenu plus difficiles à défendre. Les relations entre inégalité de revenu et justice sociale sont encore compliquées par la mobilité des familles dans l'échelle des revenus. Aussi ne semble-t-il pas utile d'essayer de définir un objectif à atteindre en matière d'inégalité.

4. Faute d'objectif en matière d'inégalité, le document donne un ensemble d'estimations sur le niveau d'inégalité qui serait observé après diverses modifications ou corrections de la répartition. Ces estimations donnent des points de référence qui permettent au lecteur de mieux évaluer l'importance des niveaux ou variations d'inégalité. Le premier de ces calculs a consisté à évaluer les inégalités après correction du revenu des unités familiales (c'est-à-dire les familles et les personnes hors famille) en fonction de leur taille. Les facteurs de correction choisis reflètent les économies d'échelle réalisées au niveau de la consommation, par l'attribution d'un coefficient de pondération supérieur aux premiers et second

Cet intérêt nouveau suscité par la répartition du revenu et l'incidence des divers impôts et transferts se traduit par la forte augmentation du nombre d'enquêtes et d'études portant sur ces questions. Il n'est pas facile d'en interpréter et d'en intégrer les résultats. Certaines conclusions sont fausses, tandis que d'autres sont contradictoires parce qu'elles reposent sur des concepts ou des données différents. En outre, il est souvent difficile d'évaluer l'importance relative de résultats qui diffèrent. Dans ce contexte, nous sommes efforcés de passer en revue certains éléments méthodologiques et de présenter des conclusions empiriques sur diverses questions de répartition afin de faciliter l'interprétation et l'évaluation des résultats des recherches en cours.

1.2. RÉSUMÉ

Le rapport se compose de sept chapitres. Le chapitre 2 est consacré à des questions statistiques de mesure des inégalités. Le troisième chapitre porte sur certaines notions normatives et donne des points de référence pour faciliter l'interprétation des niveaux et des variations d'inégalité. Le chapitre 4 consiste en une étude des effets, sur l'inégalité, du choix de différentes unités bénéficiaires. Le chapitre suivant compare la mesure des revenus sur plusieurs années ou toute la vie, d'une part, et sur une base annuelle, d'autre part. L'incidence sur l'inégalité d'une correction des revenus familiaux en fonction des sous-déclarations (dans l'enquête sur les finances des consommateurs), de l'inclusion de certains éléments non monétaires de revenu et de l'exclusion des impôts directs fait l'objet du chapitre 6. Au dernier chapitre sont étudiées et expliquées les variations de la répartition du revenu depuis 1951 ainsi que les effets des modifications apportées à la définition du revenu familial sur l'évolution de l'inégalité. Voici quelques-unes des conclusions du document:

1. On dispose de plusieurs mesures globales de l'inégalité mais aucune ne peut être considérée comme supérieure aux autres. Deux mesures peuvent ne pas présenter la même sensibilité aux variations observées à différents niveaux de revenu, d'où la possibilité que plusieurs répartitions de revenu soient classées dans un ordre différent. Il est recommandé, dans tous les cas, de compléter les mesures globales de l'inégalité par des informations plus détaillées, par exemple sur l'important ce relative des quintiles ou déciles.

On observe au Canada un intérêt de plus en plus marqué pour les questions de répartition du revenu familial et, parallèlement, un nombre croissant de diagnostics et de projets de solution souvent contradictoires. Le présent document vise à faciliter l'étude de certaines de ces questions et l'évaluation de la vaste gamme de réponses qui sont données, grâce à un tour d'horizon des concepts, des mesures statistiques et des faits concernant la répartition du revenu. Bien que son orientation soit surtout méthodologique, ce document donne un certain nombre d'estimations des effets, sur l'inégalité, d'un changement de définition de l'unité familiale, de la période de mesure et du revenu familial. Nous nous pencherons aussi sur les variations de la répartition dans le temps, en nous efforçant de les mettre en rapport avec l'évolution de la pyramide des âges, la participation de la population active et les programmes de sécurité sociale.

1.1. HISTORIQUE

Alors qu'il y a vingt-cinq ans la répartition du revenu retenait l'attention d'un certain nombre de chercheurs, on a constaté à la fin des années 50 et au début des années 60, époque où une vive croissance économique semblait annoncer la fin de la pauvreté, un certain désintérêt vis-à-vis de cette question. Dans la deuxième moitié des années 60, on s'aperçut que l'essor économique n'avait pas fait disparaître les inégalités de revenu et qu'il fallait se pencher de nouveau sur le problème de la pauvreté. Le régime de sécurité sociale bénéficia alors d'importantes améliorations et d'autres aménagements furent proposés. On observe actuellement, au sujet des questions de répartition du revenu, un intérêt croissant qui s'explique par plusieurs raisons. Tout d'abord, les deux dernières décennies n'ont pas permis de réduire les inégalités de revenu, ce qui a amené à douter de l'efficacité des régimes de sécurité sociale. Parallèlement, certains abus patents des programmes d'assurance sociale ont fait naître des critiques et on a aussi noté des préoccupations plus fréquentes à propos des effets secondaires possibles de ces programmes sur la participation à la population active, le chômage et l'inflation. Enfin, on a observé un changement des anticipations à l'égard du taux de croissance économique soutenable à long terme. La perspective d'un ralentissement des hausses de revenu a sensibilisé les familles, quelle que soit leur situation financière, à l'évolution relative de leur revenu et aux majorations du prélèvement fiscal entraînées par les nouveaux programmes de l'État. Le débat porte donc désormais moins sur les questions de répartition liées à la pauvreté que sur le domaine plus général de l'équité, de la répartition du revenu et des effets du régime fiscal.

TABLE DES MATIÈRES

1.	INTRODUCTION ET RÉSUMÉ	1
	1.1 Historique	1
	1.2 Résumé	2
2.	MESURE DE L'INÉGALITÉ DES REVENUS	9
	2.1 Modes de présentation de l'inégalité des revenus	9
	2.2 Utilisation des mesures de l'inégalité	14
3.	INTERPRÉTATION DES VARIATIONS DE L'INÉGALITÉ	19
	3.1 Inégalité du revenu corrigé en fonction de la taille de la famille	20
	3.2 Pauvreté et inégalité	22
	3.3 Inégalité dans un sous-groupe choisi	25
4.	DÉFINITIONS DE L'UNITÉ BÉNÉFICIAIRE	27
5.	FLUCTUATIONS DU REVENU ET CHOIX DE LA PÉRIODE DE COMPTABILISATION	33
	5.1 Fluctuations à court terme du revenu	33
	5.2 Fluctuations du revenu au cours du cycle de vie	36
6.	DÉFINITION DU REVENU	47
	6.1 Notions de revenu, de richesse et de bien-être	48
	6.2 Effet sur l'inégalité de certaines corrections du revenu familial	55
7.	ÉVOLUTION DE LA RÉPARTITION DU REVENU AU CANADA	66
	7.1 Évolution de l'inégalité du revenu et de la pauvreté	66
	7.2 Profil des familles des différents quintiles	70
	7.3 Quelques tendances et leurs effets sur l'inégalité	73
	7.4 Tendances de l'inégalité quand la définition du revenu change	76
	7.5 Observations finales	78
ANNEXES		80
	A. Autres mesures synthétiques de l'inégalité	80
	B. Tableaux	84
BIBLIOGRAPHIE		89

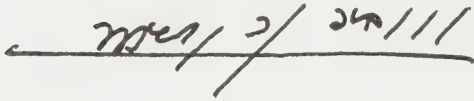
Tout commentaire sur ces rapports ou toute information sur la recherche s'y rattachant peuvent être envoyés à la Direction générale de la recherche sur les politiques et planification à long terme (Bien-être social), Edifice Brooke Claxton, Ottawa, KIA OK9. Les personnes ou groupes de personnes qui désirent recevoir les rapports de recherche sur la sécurité sociale sont invités à communiquer avec les services ci-dessous:

Direction de l'information,
Ministère de la Santé nationale
et du Bien-être social,
Edifice Brooke Claxton,
Ottawa KIA OK9.

La série de rapports sur la recherche en sécurité sociale a pour objet d'assurer le partage, parmi les chercheurs professionnels, les analystes et tous les autres intéressés au domaine de la politique sociale, des données contenues dans les divers documents de travail ou rapports qui proviennent du programme de recherche de la Direction générale de la recherche sur les politiques et planification à long terme (Bien-être social), service du ministère de la Santé nationale et du Bien-être social.

Ces rapports, et les travaux qui s'y rattachent, constituent un aspect de la base d'information propre aux préoccupations du Ministère en matière de politique. À ce titre, ils ne sont pas des exposés des politiques gouvernementales, mais ils cherchent plutôt à contribuer à une meilleure compréhension des grands problèmes actuels de politique sociale.

Nous espérons que les personnes intéressées trouveront ces rapports de recherche d'une valeur quelconque pour leur propre travail. Aussi, le Ministère invite-t-il ces personnes à lui communiquer leurs observations sur ces documents, et aussi toute information se rapportant à des activités de recherche poursuivies ailleurs dans un domaine similaire ou connexe.



Le ministre de la Santé nationale
et du Bien-être social,
Marc Lalonde

LA RÉPARTITION DU REVENU AU CANADA:
CONCEPTS, MESURES ET PROBLÈMES

Mars 1977

Direction de la planification à long terme (Bien-être social)
Direction générale de la recherche sur les politiques et
planification à long terme (Bien-être social)

Publication autorisée par
le Ministère de la Santé nationale
et du Bien-être social

rapports de recherche sur la sécurité sociale

1938

Rapport de recherche no 04

LA RÉPARTITION DU REVENU AU CANADA:
CONCEPTS, MESURES ET PROBLÈMES

mars 1977

Santé et Bien-être social Canada
Recherche sur les politiques et
planification à long terme
(Bien-être social)
Health and Welfare Canada
Policy Research and
Long Range Planning
(Welfare)



